

Pontificia Universidad Católica del Perú

Facultad de Ciencias Sociales



Determinantes de los términos de Intercambio y su influencia en el Tipo de cambio real peruano

Tesis para optar el título de Licenciado

en Economía que presenta:

Daniel Vargas Canchán

Asesor: Félix Jiménez

Diciembre, 2015



El presente trabajo analiza, por un lado, los determinantes de los Términos de Intercambio peruanos a través del tipo de cambio real estadounidense, la tasa de interés libor y un índice de producción industrial de EEUU. En los ejercicios econométricos se halla una fuerte relación de largo plazo con la primera variable. Luego de ello se analiza la existencia de una relación de largo plazo entre los términos de intercambio y el tipo de cambio real peruano, lo cual se descarta luego de los ejercicios econométricos, debido a su baja significancia.





Índice de contenidos



I. Introducción

Los Términos de intercambio de una economía son uno de los indicadores más útiles para estudiar las cuentas nacionales y el balance comercial externo porque están compuestos por un ratio de índices de precios que relaciona el precio de los productos exportados con el precio de los productos importados. Dicha variable es un indicador de los flujos económicos mundiales vigentes y también sirve como mecanismo de transmisión de aquellos flujos. Un movimiento de los términos de intercambio genera variaciones y/o recomposiciones en el lado de la oferta exportadora que nuestro país tiene, y por tanto en el empleo en dicho sector. También influyen por el lado de los ingresos del gobierno y de los sectores económicos ligados a la explotación minera.

A pesar de algunos esfuerzos en diversificar las exportaciones peruanas desde la década pasada, se sigue manteniendo una alta concentración en torno a los *commodities* o materias primas. Ello debido a que la economía peruana representa el caso de una economía estructuralmente ligada a la explotación de recursos naturales, lo que se refleja en la canasta de sus productos exportados. Dentro de estos productos primarios destacan los minerales, como lo refleja el gráfico 1.

Gráfico No. 1

Porcentaje de Exportaciones prod. Mineros sobre Exportaciones Totales (En millones de US$)

Fuente: BCRP (2012)

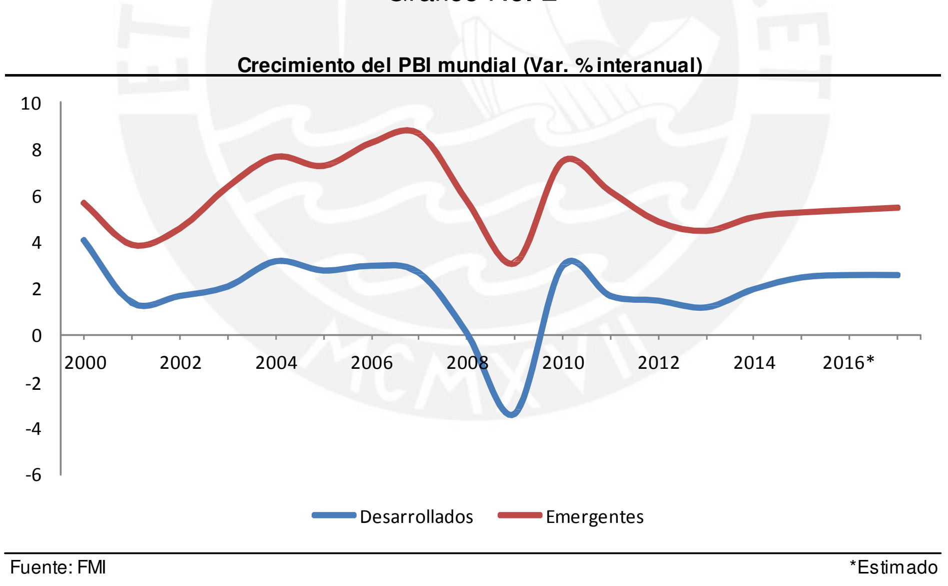
Hay una persistente y firme relación entre los términos de intercambio peruanos y el crecimiento del ingreso nacional bruto —sin hablar de causalidad—, lo cual dificulta la sostenibilidad de dicho crecimiento y lo torna vulnerable, especialmente por el lado de la



cuenta corriente. De acuerdo al análisis de series temporales realizado en el trabajo de Tovar y Chuy (2000), se determina que un aumento de 10% en los términos de intercambio genera un aumento de entre 1.1% y 1.5% en el producto bruto interno del país.

Por otro lado, desde mediados de la década de los años 2000 se hizo evidente por parte de los países emergentes una mayor contribución en producto al crecimiento mundial. Si bien las tasas de crecimiento de las economías del mundo cayeron considerablemente durante y luego de la crisis financiera del 2008, la recuperación de la senda de crecimiento ha sido desigual. Los países emergentes han mantenido tasas de crecimiento de, en promedio, alrededor de 6%, mientras los países desarrollados difícilmente han podido sobrepasar el 2% en los años posteriores a la crisis. Actualmente, se percibe una desaceleración de los dos bloques, por un lado explicada por la caída de los precios mundiales de los commodities que producen los emergentes, y una lenta recuperación de la demanda agregada en los países desarrollados, a pesar de las variadas políticas expansivas.

Gráfico No. 2



Fuente: FMI *Estimado

Por otro lado, el rápido crecimiento de China observado y otras economías emergentes en la última década cambió la distribución del PBI mundial. Por todo esto, desde el punto de vista de los *commodities* y materias primas, habrán nuevos demandantes que irán tomando mayor relevancia, a medida que dichas economías vayan ingresando a fases de industrialización. No obstante, EEUU aún sigue siendo la primera economía del mundo con un PBI de US$ 17 418 miles de millones, seguido por China con US$ 10 380 miles de



millones[1]. Es aún precipitado afirmar que China u otra economía emergente sostendrá el crecimiento del consumo de materias primas en las próximas décadas ya que no es posible predecir su desempeño a futuro, sin embargo, el panorama actual de consumo es bastante revelador.

Tabla No. 1

Principales consumidores mundiales de commodities al 2010

Puesto	Oro	Plata	Cobre	Zinc	Plomo
1	India	EEUU	China	China	China
2	China*	China	EEUU	EEUU	EEUU
3	EEUU	Japón	Alemania	India	Corea del Sur
4	Alemania	India	Japón	Japón	Alemania
5	Turquía	Alemania	Corea del Sur	Corea del Sur	España

Fuente: The Economist- World Figures

*De acuerdo a cifras del World Gold Council, en el 2013 China habría sobrepasado el consumo de oro de India, pasando a liderar el ranking.

Teniendo en cuenta, por un lado, la alta concentración de las exportaciones nacionales en torno a productos mineros y materias primas, todo ello reflejado en los términos de intercambio, y, por otro lado, la alta correlación del desempeño de la economía peruana con dichos términos de intercambio, hacen que sea imperioso estudiar el comportamiento y los factores que conducen a variaciones en los términos de intercambio.

No existe un estudio previo que trate de aproximarse a la variación de estos términos de intercambio peruanos usando como fundamentos o determinantes a la demanda relativa de las distintas regiones mundiales. Esta demanda relativa puede analizarse a partir de los cambios en las paridades internacionales que se reflejan en los tipos de cambio reales de las principales economías industrializadas; esto cobra inesperada vigencia actualmente, donde vemos políticas monetarias sin precedentes que afectan los niveles de inflación de distintas economías, y así alteran sus poderes adquisitivos. Todo ello busca recogerse en el presente estudio, es decir emplear los tipos de cambio reales de uno de los tradicionales socios comerciales del Perú[2] y primera economía mundial, EEUU, así como su nivel de producción industrial. Aunado a ello también se incluye una variable que busque capturar

[1] De acuerdo a cifras del 2014 estimadas del FMI expresadas en dólares corrientes.
[2] De acuerdo a cifras del INEI, en el 2013 EEUU fue el principal país de destino de las exportaciones peruanas al demandar el 19,0% del volumen total exportado.



el efecto de la especulación y "*carry trade*" en el mercado de *commodities*, mediante la tasa de interés real extranjera.

Como segunda parte y de forma complementaria, se busca analizar el impacto de los términos de intercambio sobre el tipo de cambio real peruano a la luz de las vulnerabilidades que presenta la economía nacional respecto a shocks mundiales. Explícitamente, el tipo de cambio real señala el nivel competitivo de una economía respecto a otra—ya que mide cuantos bienes nacionales se necesitan para comprar un bien extranjero y viceversa—, así como el estado de los precios internos en relación de los precios externos o mundiales; es decir muestra una comparación relativa del poder adquisitivo real que tienen los individuos al interior de una economía respecto a otra. También de aquí se desprende el principio de la paridad del poder de compra (PPC), un criterio muy usado en la actualidad para comparar economías, producción e ingresos.

El presente estudio está dividido en dos partes: en la primera se analiza la problemática de la determinación de los términos de intercambio, y en la segunda se analiza el efecto de los términos de intercambio sobre el tipo de cambio real. Cada parte se inicia con una revisión del marco teórico, luego una presentación del estado actual del tema o cuestión, así como un análisis de los hechos peculiares o estilizados del entorno económico del país, para luego pasar a presentar las Hipótesis, la metodología, el análisis de los resultados, inferencias y las conclusiones finales de todo el estudio.

II. Los términos de intercambio en el Perú y sus determinantes

II.1 Términos de intercambio: aspectos conceptuales y relaciones teóricas

La definición básica y estándar de los términos de intercambio de una economía es aquella que los entiende como el cociente entre los precios de las exportaciones de la economía sobre el precio de las importaciones de la economía. De acuerdo a De Gregorio (2007), los términos de intercambio representan cuántas unidades de bienes importados se pueden comprar con una unidad de bienes exportados. Para el caso de las economías



pequeñas y abiertas, como la peruana, los términos de intercambio se determinan de manera totalmente exógena.

De acuerdo a la definición de Borenzstein y Reinhart (1994), los términos de intercambio son el vínculo entre las economías desarrolladas importadoras de bienes primarios y las economías en desarrollo exportadoras de bienes primarios. Por ello, transmiten y conducen las fluctuaciones a nivel mundial. En la misma línea, señalan que una economía con una canasta exportadora menos diversificada es más vulnerable a los cambios drásticos de los precios de los *commodities*.

Como muchas variables en economía, los términos de intercambio se determinan por factores de oferta y de demanda mundiales; ello sucede en particular con los precios de nuestros exportables, los *commodities,* y también con algunos de nuestros importables más importantes, como el petróleo. Como ya se señaló previamente, entre los factores de demanda, tenemos que la demanda mundial que sigue estando liderada por EEUU, y muy de cerca por China. La demanda es básicamente externa y puede aproximarse por el nivel de actividad económica de estos países. Por otro lado, entre los factores de oferta, tenemos variables internas de la economía, como el nivel de stocks de los *commodities*, elementos institucionales y políticos como huelgas en las minas, elementos estructurales de competencia en los mercados, aspectos ambientales y climáticos, entre otros. Por todo ello, numerosos investigadores concluyen que los términos de intercambio son excesivamente volátiles, justamente por tener fundamentos tan poco previsibles y volátiles como lo son los precios de las materias primas. Sin embargo, existen factores adicionales, por el lado de la demanda, como lo son las variaciones en los tipos de cambio de los países socios comerciales. Dichos factores nos pueden brindar mayor certeza al momento de analizar el comportamiento de los términos de intercambio, lo cual no es estrictamente el único camino que resuelve la cuestión subyacente a los fundamentos de los términos de intercambio, pero representan una aproximación parcial novedosa y más empírica.

Existe otra aproximación a los términos de intercambio, propuesta por Dornbusch (2009). Esta consiste en entender los precios de los importables y los precios de los exportables, como precios que están en función del costo de la mano de obra para cada caso. Dejando de lado la determinación de los importables, el precio de los bienes exportables dependería de los salarios reales en dicho sector, y si es que presentan rigidez o no ante movimientos en la inflación interna. En el caso particular de nuestra economía, los salarios reales se alteran ante cambios en la inflación y no se logra mantener el poder



adquisitivo constante, por algún medio de ajuste automático institucionalizado. No existe indexación de salarios a la inflación, los salarios son rígidos; por todo ello no es muy acertado aplicar este enfoque a un caso como el de nuestra economía. De aquí que nos centremos más en los otros factores propuestos: el tipo de cambio real extranjero, la demanda mundial y la especulación, como determinantes de los TI de una economía que intensamente exporta *commodities*.

En la definición estándar usada para los reportes y presentaciones que se realizan en el Banco Central de Reserva del Perú, se entiende a los términos de intercambio tal como lo define De Gregorio, es decir como el ratio que mide el poder adquisitivo de nuestras exportaciones —dadas las importaciones—; por ello, esta variable mide los poderes de compra de manera muy similar al tipo de cambio real.

Para entender mejor la influencia que producen los tipos de cambio sobre los precios de los *commodities*, es preciso partir de los conceptos básicos del tipo de cambio real. La definición convencional es aquella en la que, en el corto plazo, el tipo de cambio real depende del ratio de precios extranjeros y domésticos para dos países cualquiera—sea país 1 o país 2— y del Tipo de Cambio Nominal de estos países, que indica el valor al cual son transadas las monedas en el mercado y que convierte al ratio de precios en términos de bienes. A partir de ella, se define el tipo de cambio real:

$$e = \frac{E.P_2}{P_1}$$

Donde e es el tipo de cambio real medido en términos de la moneda del país 1, E es el tipo de cambio nominal—tantas unidades de moneda local por unidades de moneda extranjera, o soles por dólar en el caso local—, P_2 es el nivel de precios en el país 2—en moneda extranjera—, y P_1 es el nivel de precios en el país 1—en moneda local—. Cabe señalar que esta definición es frecuentemente usada por la literatura empírica y académica; no obstante, es pertinente realizar una aclaración. La definición del tipo de cambio real invertida, es decir con los precios locales en el numerador y con el tipo de cambio nominal también invertido—unidades de moneda extranjera por unidades de moneda local—es ampliamente usada en las economías desarrolladas, incluida la de EEUU. Por coherencia, se transformará esta definición para hacerla equivalente a la definición usada localmente para los ejercicios empíricos posteriores.



Con todo ello, aquí un aumento de e implica una depreciación real en el país 1, ya sea por una disminución en los precios de la economía 1—P_1 cae—, o un aumento de los precios en la economía 2. Esto a su vez puede ocurrir por una depreciación del tipo de cambio nominal— E aumenta. Todo ello implica que se necesitan más unidades del bien del país 1 para adquirir un bien del país 2.

Como se puede observar, cambios en el tipo de cambio real sólo se producen por cambios en el ratio de precios de un país con respecto a otro (país 1 frente a país 2) o en el Tipo de Cambio Nominal (E). Todo ello ocurre estrictamente en el corto plazo. En este punto es importante mencionar a la teoría de la Paridad del Poder de Compra (PPC), planteada por Cassel (1918) a partir de la conocida Ley de un solo precio[3], la cual ha sido bastante discutida porque empíricamente no ha podido ser sustentada pues se refiere a la existencia de un único precio para el mismo bien alrededor del mundo, lo cual es un hecho poco real. Sin embargo, la idea que plantea dicha teoría gira alrededor de un valor ideal que los bienes deberían tener alrededor del mundo, de lo cual se puede desprender el estado del valor de las monedas y el poder adquisitivo que ellas poseen frente a otras (Montiel 2009). Este valor en cuestión es el que determina el tipo de cambio real de largo plazo.

En concreto, la PPC señala que el Tipo de Cambio Real debería ser igual a 1 y los tipos de cambio nominales sólo deberían variar de acuerdo al ratio de inflaciones relativas. Es decir, despejamos la ecuación del tipo de cambio real en términos del país 1:

$$e = 1 = \frac{E.P_2}{P_1}$$, lo cual implica que:

$$E = \frac{P_1}{P_2}$$

Dicho resultado refleja el poder adquisitivo relativo de ambas economías, el cual estaría determinado sólo por los precios relativos de las dos economías, lo cual es útil para fines prácticos. Sin embargo, tal y como lo hemos ido señalando, los tipos de cambio reales jamás son iguales a 1, si no que justamente giran alrededor de 1, o bien es >1 ó <1, y ante variaciones en sus fundamentos, tardan en retornar a su equilibrio. Ésta comparación con

[3] De acuerdo a esta Ley, los niveles de precios deberían igualarse entre países una vez que aquellos son convertidos a una misma moneda.



la unidad, es una aproximación muy utilizada para estudiar el valor real de las monedas y además nos brinda el valor al cual debe situarse el Tipo De Cambio Real en el largo plazo, es decir, a su nivel de equilibrio al que eventualmente tenderá.

Determinación de los Términos de Intercambio de una Economía: Un modelo para un país productor de materias primas.

En principio, para encontrar la justificación teórica de la relación entre los términos de intercambio de una economía productora de materias primas y el tipo de cambio de una economía demandante industrializada se utiliza un modelo planteado por De Gregorio para explicar el efecto de los términos de intercambio en la economía chilena y la producción de cobre. De acuerdo a De Gregorio (2005), un mayor crecimiento de la producción mundial conduce a un incremento en los precios de los productos básicos. Como parte importante de este incremento, se encuentra la mayor demanda surgida desde las distintas regiones del mundo, que para el caso de los metales, proviene de la industria de la construcción, de la electrónica, etc.

En cuanto a los tipos de cambio reales, el autor señala que los cambios en las paridades internacionales generan cambios en las demandas relativas entre regiones con respecto a los *commodities*, y por ese canal afectan el precio de estos. Por ejemplo, si el tipo de cambio real de EEUU se deprecia; entonces el precio de un *commodity* en términos de los bienes de EEUU se habrá encarecido unilateralmente; sin embargo, ese mismo precio en términos de los bienes del resto del mundo será más barato, por lo tanto habrá un aumento de la demanda de dicho *commodity* proveniente del resto del mundo, y un consiguiente aumento de su precio en términos de los bienes de EEUU; además de haberse trasladado la demanda por dicho *commodity* de un país a otro[4].

El siguiente gráfico ayuda a entender el modelo previamente explicado. Asumiendo una situación inicial de equilibrio en el mercado de *commodities*, el punto A, donde la oferta está dada, la demanda mundial tiene pendiente negativa y los precios están en dólares. Dicha demanda incluye a EEUU y al resto del mundo. Con todo ello, una apreciación real del dólar no altera la demanda de EEUU por commodities, pero esto sí encarece a los commodities para el resto de páises pues sus monedas se deprecian y tienen menos valor.

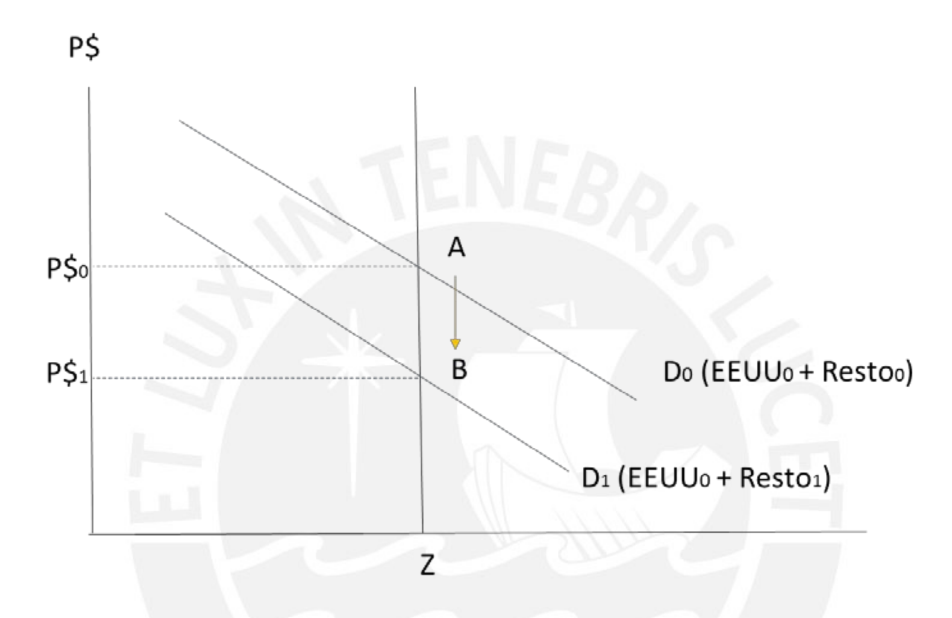
[4] Se asume que la producción se determina siguiendo al precio, por lo que los factores de oferta no están considerados.



Esto deviene en una menor demanda del resto, una caída en la demanda agregada mundial y finalmente un menor precio en dólares de los commodities. Estos sucesos se dan principalmente porque los precios de los *commodities* se cotizan en dólares.

Gráfico N° 3

Equilibrio en el mercado mundial de *commodities*



Fuente: De Gregorio (2015)

El modelo propuesto por De Gregorio considera dos bienes, el primero corresponde al *commodity* y el segundo a una canasta del “resto de los bienes”, que consume el agente representativo de un país. Para poder plantear una función de demanda con ambos bienes, el autor utiliza el criterio de la “separabilidad Hicksiana”, lo cual permite que la demanda del *commodity* sea independiente de la demanda por el resto de bienes. Entonces, De Gregorio (2005) propone una función de demanda de un país j por un *commodity* Z, resultante de un proceso de maximización de la utilidad de un agente, como:



$$Max: u_j(X_j, Z_j)$$

s.a

$$P_j X_j + Q_j Z_j = Y_j$$

con j=1,2

Donde Z es el consumo del *commodity* en el país j, X es el consumo de la canasta del resto de bienes del país j, todos ellos distintos de Z. Además, P_j corresponde al vector de precios de los bienes incluidos en la canasta del país j, Q_j es el precio nominal del *commodity* Z en términos de la moneda de este país j, e Y_j significa el ingreso nominal del mismo país j. Luego se establece la condición de los multiplicadores de Lagrange para garantizar la maximización, para lo cual se plantea la función lagrangiana:

$$L = u(X_j, Z_j) + \lambda(Y_j - P_j X_j - Q_j Z_j)$$

Para luego proceder a establecer las condiciones de primer orden:

(1) $$\frac{\partial L}{\partial X_j} = \frac{\partial u(X_j, Z_j)}{\partial X_j} \square \lambda P_j = 0$$

(2) $$\frac{\partial L}{\partial Z_j} = \frac{\partial u(X_j, Z_j)}{\partial Z_j} \square \lambda Q_j = 0$$

(3) $$\frac{\partial L}{\partial \lambda_j} = Y_j - P_j X_j - Q_j Z_j = 0$$

Combinando las condiciones (1) y (2), se obtiene la siguiente relación:

$$\underbrace{\frac{\partial u(X_j, Z_j)/\partial X_j}{\partial u(X_j, Z_j)/\partial Z_j}}_{\text{Relación Marginal de Sustitución}} = \underbrace{\frac{P_j}{Q_j}}_{\text{Relación de precios}}$$



Dicha igualdad —entre la relación marginal de sustitución[5] y la relación de precios— es conocida en microeconomía y se produce cuando hay tangencia entre la recta presupuestaria y la función de utilidad. De esta relación se deduce la forma funcional genérica para la demanda óptima de los bienes. Dichas funciones son homogéneas de grado cero, supuesto fundamental que garantiza que la demanda *marshalliana* hallada es resultado de una maximización.

$$z*_j = z(P_j, Q_j, Y_j) \qquad (1)$$

Teniendo en cuenta lo anterior, y que además la homogeneidad de grado cero en precios e ingreso inhibe a la función ante cambios en dichas variables[6], es posible reescribir la demanda óptima de la siguiente forma:

$$z*_j = z(P_j, Q_j, Y_j) \rightarrow z*_j = z(q_j, y_j) \qquad (2)$$

Donde: $q_j = \frac{Q_j}{P_j} \wedge y_j = \frac{Y_j}{P_J}$

Ahora todas las variables están en términos reales con respecto a la canasta de bienes del país *j*. En otras palabras, es el precio real del *commodity* en moneda del país *j*, y también es el precio relativo en función del resto de bienes de la canasta.

Adicionalmente, se asume que existen dos países, país 1 y país 2 y que se cumple la ley de un sólo precio únicamente para el *commodity*, puesto que éste se transa a nivel internacional, lo cual no sucede con el resto de la canasta de bienes de la economía. Para el caso de los *commodities* en términos de la moneda del país 1 tenemos:

$$Q_1 = E_1 . Q_2 \qquad (3)$$

Recordemos que Q_i es el precio del *commodity* para cada país $i=1,2$, y E_1 es el tipo de cambio nominal. Q es distinto del resto de bienes de cada economía, lo cual posibilita que

[5] También conocida como Tasa Marginal de Sustitución (TMS).

[6] Por ejemplo, una forma usual de $z*$, la demanda marshalliana óptima, sería $f(x,y) = \frac{x}{2y} + 4$. Aquí, si incluimos $2x$ y $2y$ en la función no se alteraría pues $f(2x,2y) = \frac{2x}{2(2y)} + 4$, sigue siendo la misma función.



la Ley de un sólo precio puede aplicarse sólo para éste bien. Aquí el precio del *commodity* en el país 1 está expresado en la moneda del país 2. Ambos países son economías industrializadas consumidoras de *commodities*, donde el país 1 es EEUU y el país 2 es el resto del mundo.

Como siguiente paso, definimos el tipo de cambio real en términos del país 1, como bien se hizo en la parte anterior, y sin considerar el cumplimiento de la Ley de un sólo precio[7]:

$$e = \frac{E.P_2}{P_1} \qquad (4)$$

Ahora combinamos las ecuaciones (3) y (4) de la siguiente manera:

Despejamos (4):

$E = \frac{eP_1}{P_2}$, y la introducimos en (3):

$Q_1 = \frac{eP_1}{P_2}.Q_2$, de aquí se despeja y resulta:

$e.\frac{Q_2}{P_2} = \frac{Q_1}{P_1}$, de lo cual se concluye que:

$$e.q_2 = q_1 \qquad (5)$$

De aquí se tiene que si "e" se reduce, el *commodity* será más barato en el país 1 en relación al país 2, entonces habrá un traslado de la demanda por el insumo entre ambos países. De acuerdo a De Gregorio, la demanda debería aumentar en el país 1 y disminuir en el país 2.

Por otro lado, para verificar el comportamiento de las variables precio relativo q, e ingreso relativo y, De Gregorio introduce funciones de utilidad indirecta al estilo Gorman. De

[7] En términos más estrictos, los consumidores de la economía son, para el caso de los *commodities*, tomadores de precios (Q_j), pues estos se determinan en los mercados mundiales; y no son tomadores de precio para los precios de los bienes del resto de la economía (P_j).



acuerdo a Gorman (1959), es posible plantear funciones de demanda para un consumidor representativo de una economía, lo cual permitirá la agregación. Para el caso actual, la función de utilidad indirecta[8] para un consumidor representativo, bajo el concepto de Gorman, sería:

$$v_j(q_j, y_j) = a_j(q_j) + b(q_j)y_j$$

En donde $a_j(q_j)$ denotan los efectos específicos producidos por los precios a cada individuo, lo cual difiere o varia para cada uno; mientras que $b(q_j)$ representan las propensiones marginales a consumir, lo cual se asume que es igual o fijo para todos los individuos. Teniendo en cuenta que dicha función de utilidad es indirecta, es posible derivar de ella la función de demanda *marshalliana* clásica, mediante el método de la identidad de Roy, el cual en este caso se plantea de la siguiente manera:

$$z(q_j, y_j) = -\frac{\frac{\partial v_j(q_j, y_j)}{\partial q_j}}{\frac{\partial v^i(q_j, y_j)}{\partial y_j}}$$

Entonces se plantean las condiciones:

$$z(q_j, y_j) = -\frac{\frac{\partial a_j(q_j)}{\partial q_j} + \frac{\partial b(q_j)y_j}{\partial q_j}}{\frac{\partial b(q_j)y_j}{\partial y_j}}$$

$$z(q_j, y_j) = -\frac{\frac{\partial a_j(q_j)}{\partial q_j}}{bq_j} - \frac{\frac{\partial b(q_j)}{\partial q_j}}{bq_j} y_j$$

[8] Una función de utilidad indirecta representa las preferencias del consumidor, dadas las condiciones del mercado, es decir, tomando en cuenta la recta presupuestaria de precios e ingresos.



$$z(q_j, y_j) = \alpha_j(q_j) + \beta(q_j) y_j \quad (6)$$

De esta relación se desprende que la elasticidad α_j es negativa y la elasticidad β es positiva, lo cual es esperable pues es decreciente frente a precios relativos y es creciente frente al ingreso. Luego de ello, De Gregorio plantea una función lineal para la demanda del *commodity* de cada país:

$$z_j = \psi - \rho_j q_j + \omega y_j \qquad (7)$$

Ello para cada país *j*, en donde los parámetros psi, rho y omega son positivos. Si agregamos esta demanda (7) para j=1,2, obtenemos la demanda por el *commodity* z de ambos países de manera agregada (país 1 más país 2):

$$Z = B - \rho_1 q_1 - \rho_2 q_2 + \omega y \qquad (8)$$

En esta expresión, y es el ingreso agregado de los dos países o el nivel de activad mundial, lo cual para ser agregado debería ser ajustado por un tipo de cambio real; entonces y también sería vulnerable a cambios en el tipo de cambio real. Sin embargo aquí De Gregorio supone que este efecto es de segundo orden[9], o que dicho efecto es secundario. Introduciendo la definición de tipo de cambio real y la ley de un solo precio, ecuación (5), obtenemos la siguiente expresión:

$$Z = \mathrm{B} - \rho_1 . e . q_2 - \rho_2 q_2 + \omega y \quad (8)$$

De aquí despejamos la expresión para el precio real del *commodity*:

$$q = \frac{\mathrm{B} - Z + \omega y}{\rho_2 + \rho_1 e} \qquad (9)$$

Con esta expresión, De Gregorio demuestra la existencia de la relación inversa entre el precio relativo del *commodity* para el país 2, q_2, y el tipo de cambio real e, así como la

[9] Textualmente el autor señala: "En estricto rigor, la agregación para y, el nivel de actividad mundial, es más compleja por cuanto no basta con suponer un ω común, ya que hay que agregar el ingreso de ambos países expresado en unidades de su bien respectivo. Esto corresponde a la suma de los ingresos ajustados por el tipo de cambio real. Entonces, los movimientos del tipo de cambio real tendrían un efecto sobre el ingreso. Sin embargo, aquí suponemos que este efecto es de segundo orden."



relación positiva que presenta dicho precio con el ingreso real agregado. Asimismo, aclara que el tipo de cambio nominal (E) ya está incluido dentro del tipo de Cambio Real (e), y que cualquier variación que E presente, sólo afectará al precio real del *commodity* (q), si es que los precios de los otros bienes de la economía no cambian en esa misma proporción, lo cual es poco posible en la práctica, pues no se cumple la ley de un sólo precio. Al superar dicho problema, se hace irrelevante determinar en qué moneda está el precio del *commodity*.

Adicionalmente, el autor muestra matemáticamente que la elasticidad de q_2 con respecto a *e* es negativa y menor que 1 en valor absoluto, de la siguiente manera:

$$\frac{\partial q_2}{\partial e} \cdot \frac{e}{q_2} = \frac{-\rho_1 e}{\rho_1 e + \rho_2}$$

Similarmente puede deducirse que para el caso de q_1, la derivada parcial será positiva y menor que 1, dado que $e.q_2=q_1$.

Con todo lo anterior como respaldo, se busca constatar esta relación negativa entre el tipo de cambio real de una economía grande como la estadounidense y el impacto que tiene esta sobre el precio de los *commodities*, los que constituyen fundamentos de los términos de intercambio de una economía pequeña, como la peruana. Así, se busca encontrar de manera experimental la relación negativa entre los términos de intercambio peruanos, y el tipo de cambio real de EEUU; de igual modo, se busca conocer qué tan importante, persistente y contundente puede ser dicha relación, usando evidencia de series de tiempo.

Determinación de los Términos de Intercambio de una Economía: El efecto de la tasa de interés internacional

De acuerdo a Frankel (2006), existen tres factores que relacionan las tasas de interés reales extranjeras de política monetaria y los precios de los *commodities*. En esencia destaca que altas tasas de interés reducen la demanda por *commodities* almacenables o, lo que es análogo, aumentan su oferta. El primer factor señalado es intertemporal; la mayor tasa de interés aumenta el incentivo para extraer el *commodity* hoy en lugar de mañana,



aumentando así la oferta actual. Luego, el segundo factor, señala que ante una mayor tasa de interés, las firmas buscarán reducir inventarios por el mayor costo del almacenamiento. Y un tercer factor se relaciona con la especulación, y es que ante mayores tasas de interés los especuladores se ven motivados a salirse de contratos spot de *commodities* y a preferir bonos del tesoro o bonos soberanos que pagarían más por el mayor interés, lo cual nuevamente aumenta la oferta del *commodity*.

Los tres factores mencionados trabajan de manera conjunta para reducir el precio de los *commodities* a mayores tasas de interés, pues se aumenta la cantidad ofertada. Aquel efecto conjunto se le considera el desarrollo parcial del *carry trade*[10]. Asimismo, Frankel (2006) señala, que para el caso específico de EEUU, los altos precios de los *commodities* pueden ser usados como indicador de que la política monetaria vigente es bastante laxa, en vista de que los *commodities* varían más rápidamente que otros bienes manufacturados, industriales o servicios.

En el presente trabajo se busca incluir la tasa de interés extranjera de política monetaria (en términos reales) para explicar los movimientos de los términos de intercambio, conjuntamente con el tipo de cambio real extranjero, ya explicado previamente. Sin embargo, la inclusión de ambas variables tienen en común la presencia del tipo de cambio nominal E. Esta situación sucede debido a que el tipo de cambio nominal varía de acuerdo al movimiento del diferencial de tasas de interés (doméstica versus la internacional), y también presenta variaciones ante los niveles de precios de la economía doméstica versus los niveles de precios de la economía extranjera.

Analizamos el mercado de capitales, el cual es el canal que vincula inversamente a la tasa de interés de cualquier país 1 y su tipo de cambio nominal. Esto se puede observar en la ecuación de la paridad descubierta de tasas de interés[11]:

$$i_1 = i_2 + \frac{E^e - E}{E} \qquad (10)$$

Donde i_1 es la tasa de interés nominal en moneda doméstica, i_2 es la tasa de interés nominal en moneda extranjera o del país 2, E^e es el tipo de cambio nominal esperado y E es el tipo

---

[10] Se le considera parcial pues lo usual es que el *carry trade* esté ligado a bonos, instrumentos de deuda, hipotecas, etc, y no *commodities*, como lo plantea Frankel.
[11] De acuerdo a De Gregorio (2007), esto refleja el supuesto de perfecta movilidad de capitales, y no incluye una prima por riesgo ante la incertidumbre del tipo de cambio esperado E^e.



de cambio nominal. Aquí se puede evidenciar la relación positiva que se presenta entre la tasa de interés internacional i_2 y el tipo de cambio nominal E. Se aplica la derivada parcial del tipo de cambio nominal en la moneda doméstica o del país 1 E_1 sobre la tasa de interés internacional i_2, ya que ésta última es la variable exógena que funciona como herramienta de política monetaria. Entonces tenemos que:

$$E = \frac{E^e}{1 + i_1 - i_2}$$

Derivando con respecto a i_2 se obtiene:

$$\frac{\partial E}{\partial i_2} = \frac{E^e}{(1 + i_1 - i_2)^2} > 0$$

En este caso, el tipo de cambio nominal varía de acuerdo a los movimientos en el diferencial de tasas de interés.

De acuerdo a la ecuación de arbitraje, las tasas de interés influyen sobre los tipos de cambio nominales, lo cual implica que los tipos de cambio nominales son alterados por efectos monetarios, y el efecto puede ser exagerado en el corto plazo, de acuerdo a la teoría del *overshooting*. Esto, según Krugman yObstfeld (2006) no tiene efectos sobre el tipo de cambio real, ni sobre el nivel de producción. Con esto se descarta que pueda haber un posterior problema de sobreestimación al momento de realizar análisis econométrico incluyendo las variables de tasa de interés extranjera y tipo de cambio real extranjero.

Además, para que la respuesta del tipo de cambio nominal afecte el nivel de precios de los bienes de forma inmediata, los mercados de capitales tendrían que ser perfectos y permitir que el tipo de cambio se ajuste sin problemas a su equilibrio de largo plazo. Todo ello no sucede en la realidad ya que los tipos de cambio suelen mantenerse fluctuantes, debido a las diferentes asimetrías de información, restricciones a la libre movilidad, y demás imperfecciones que existen en los mercados de capitales. A pesar de todo lo anterior, Frankel llega a demostrar y a concluir que, bajo los tres factores presentados al inicio de esta sección, los precios de los *commodities* si presentan alteraciones como consecuencia de los movimientos en las tasas de interés reales de política monetaria y que inclusive, observar su comportamiento puede funcionar como *proxy* para entender el estado actual de la política monetaria mundial.



Finalmente, luego de haber analizado la vinculación teórica, por un lado, entre los TI y el Tipo de cambio real extranjero, y por otro lado, la relación entre los TI y la tasa de interés extranjera, ahora sólo resta analizar la relación entre los términos de intercambio y la producción industrial extranjera (en este caso de EEUU). Para esta parte no es necesario indagar en mayor exploración teórica que corrobore que un aumento de la actividad industrial mundial o una reducción de la oferta, ocasionará un aumento del precio del producto básico expresado en términos de los bienes del país 1 y del país 2, lo cual se considera de forma directa.

II.2 El rol del tipo de cambio real en los términos de intercambio: Antecedentes y evidencias.

Antecedentes

El análisis de los fundamentos más importantes de los términos de intercambio no ha sido uno de los temas más populares a lo largo de la investigación académica, al estar rodeado de variables altamente volátiles e impredecibles. Existe limitado material académico relevante que trate el tema de los fundamentos de los precios de los *commodities* y su consiguiente influencia en los términos de intercambio, desde el enfoque de las demandas mundiales y las relaciones entre ellas, plasmadas en los tipos de cambio reales de los principales países desarrollados.

En un breve repaso de las contribuciones pioneras acerca del vínculo entre tipos de cambio reales y precios de las materias primas, se logran vislumbrar los principales factores de demanda que determinan los precios de los *commodities*; en particular dos: el ciclo real económico de los principales países industrializados y el poder adquisitivo del dólar. En esta línea se realizaron investigaciones de Ridler y Yandle (1972), Dornbusch (1985), Morrison y Chu (1984- 1986), Gilbert (1989) y Borensztein y Reinhart (1994).

En el pionero trabajo de Ridler y Yandle (1972), se presenta un modelo con un solo *commodity* y se analiza los efectos de los tipos de cambio reales sobre dicho *commodity*, en donde se logra demostrar que los cambios en los precios del *commodity* responden a un cambio en un índice de tipos de cambio reales. Similar resultado obtiene Dornbusch (1985). En el caso de Gilbert (1989), se aplica el mismo criterio que vinculaba a los tipos



de cambio reales para explicar las variaciones en el precio de los *commodities*, en donde también se argumentó que las crisis de deuda de los países productores de estas materias primas los empujaron a elevar el nivel de oferta de estos productos ante la urgente necesidad de divisas. Por otro lado, en Borensztein y Reinhart (1994), también se incluyeron factores de oferta, conjuntamente con las ya conocidas condiciones de demanda (el tipo de cambio real, el nivel de ingreso de los países demandantes, la actividad industrial) para concluir que, por un lado, el colapso de la Unión Soviética explicaba la debilidad de los precios mundiales de los *commodities*[12], y por otro lado, el gran aumento de la oferta exportadora de los países productores de insumos a manera de aliviar sus deudas; en general, se concluye que hacia finales de la década de los ochenta muchas economías se inclinaron por el libre comercio y aumentaron considerablemente la oferta de *commodities*, declinando su precio.

Mención aparte merece el trabajo de Sjaastad y Scacciavillani (1996) en donde se estudia el mercado mundial del oro, pero al ser un trabajo específico a dicho *commodity* y a las especificidades de su mercado (enormes cantidades de inventarios), no pudo ser replicado más ampliamente, por ello sus conclusiones no pudieron ser objeto de mayores generalizaciones. En ese sentido, en Keyfitz (2004) se aplica el mismo criterio de los tipos de cambio reales sobre los precios mundiales de los *commodities* para realizar regresiones sobre 200 países y 33 *commodities*, alcanzando una escala mayor de aplicación, obteniendo como resultado que más del 30 por ciento de los movimientos de los precios de los *commodities*, son explicados por los tipos de cambio reales extranjeros. Otra investigación similar es la de Cashin y McDermott (2001) en donde se confirma el importante vínculo entre la creciente volatilidad de los tipos de cambio reales y nominales (luego del colapso de los tipos de cambio fijos de Bretton Woods), y la creciente inestabilidad de los precios de los *commodities,* especialmente en tiempos de regímenes de tipo de cambio flexibles. Además, un importante hallazgo de este trabajo es la tendencia histórica anual de los precios de los *commodities* hacia la baja de aproximadamente -1.3% anual, para los últimos 140 años, con pocas posibilidades de reversión. Pero, esta declinación hallada por estos autores no ha sido de forma pareja, ya que algunos años con demasiada volatilidad han hecho que los precios aumenten en más de 50%, o que caigan en igual magnitud, mientras que en otros años hubo menor volatilidad. Asimismo, se

[12] Los países que se separaron de la otrora URSS vieron su producción colapsada, conjuntamente con su demanda agregada. En conjunto, la participación de estas economías en transición influyeron negativamente sobre los precios de los *commodities* hacia fines de la década de los 80.



distinguen dos periodos, uno a inicios de 1900 hasta los años 70, en los que las variaciones de los precios de los *commodities* eran de mayor amplitud pero con menor frecuencia (ciclos más largos), y luego de los años 70, en los que las variaciones se hicieron más persistentes aunque con menor amplitud (ciclos más cortos).

En línea con la investigación señalada previamente, cabe mencionar una tesis que empezó a gestarse durante la década de los años 50 y que fue desarrollada por Raul Prebisch y Hans Singer. Se trata de la hipótesis de Prebisch- Singer, en la cual se afirma que los términos de intercambio de los países que exportan *commodities* tienen una tendencia a caer, ya que la elasticidad-ingreso de la demanda de este tipo de bienes es baja, a diferencia de los bienes manufacturados. Esto quiere decir que ante aumentos en el ingreso de los países demandantes de materias primas, estos irían destinando mayor demanda a bienes manufacturados, dejando de lado los bienes primarios. Aquí, el ejemplo clásico es el de los alimentos. A pesar de la solidez del argumento presentado por Prebisch y Singer, la evidencia empírica no ha validado ni invalidado esta hipótesis—no existe consenso—, debido a la excesiva tendencia volátil de los precios de los *commodities;* además de pasar por alto otro factor adicional: los *commodities* sirven también como activo de valor o refugio ante cambios en las monedas mundiales. En términos de relevancia para la formulación de políticas, se requiere entender volatilidad de los precios y establecer sus principales fundamentos.

Sin embargo, el trabajo empírico más cercano a la realidad peruana, y que a su vez sirve de inspiración para el presente trabajo, es el de De Gregorio, Gonzáles y Jaque (2005) que realiza para el caso chileno. En dicho trabajo, los autores vinculan no sólo los tipos de cambio multilaterales de EEUU con los precios del cobre y sus términos de intercambio, si no también añaden un índice de actividad industrial de las principales economías desarrolladas de la OCDE. Los resultados nuevamente confirman el postulado: una depreciación real del dólar del 10% a nivel mundial, produce un aumento del precio del cobre en el largo plazo de 17.5%; de igual manera, la magnitud de esta depreciación genera un aumento de los términos de intercambio para Chile de 12%. Por otro lado, se obtiene que un aumento de 1% de la producción industrial de los países de la OCDE genera un aumento de los términos de intercambio chilenos de 0.24%.



Lo interesante de los resultados y la factibilidad de aplicar el mismo estudio para el caso peruano, hace que ésta fuente sea la principal para el trabajo realizado. En esa línea, se proponen variables explicativas similares como proxy de la demanda mundial. Hacia el final de la investigación se constatará que las economías chilena y peruana no son tan similares como se pueda pensar, y dichas diferencias hacen que los shocks externos puedan ser más o menos intensos para cada país.

Recientemente, Druck, Magud, & Mariscal (2015) encontraron que para las economías de América Latina hay dos efectos contrarios que ocurren a partir de un mayor crecimiento de EEUU. Uno de ellos es básicamente un efecto ingreso positivo producido por la mayor demanda de bienes primarios de EEUU y de la apreciación del dólar, lo cual deprecia las monedas locales y permite mayores ganancias a los exportadores. Sin embargo, el otro efecto de un mayor crecimiento de EEUU es que justamente la apreciación del dólar viene acompañada de una caída en la cotización mundial de los *commodities*. En concreto, los autores señalan que para los países de Latinoamérica—específicamente del sur—el último efecto gobierna sobre el primero, coincidiendo con lo planteado por De Gregorio, pues un dólar mas apreciado ha deprimido el crecimiento de estas economías. Para el caso de las economías de Centroamérica y México, el efecto ingreso de un mayor crecimiento de EEUU gobierna sobre el efecto de la caída de los *commodities*; cabe señalar que, concretamente, México posee una canasta de bienes exportables altamente industrializados, y los demás países de esa región son intensivos en servicios.

Finalmente, el trabajo exhaustivo realizado por Frankel (2006), respecto a los efectos que producen las variaciones de las tasas de interés internacionales sobre el mercado de *commodities* sirven como principal referencia para desarrollar el vínculo entre dicha tasa de interés y los términos de intercambio nacionales.

Evidencia y hechos estilizados

En estricto, en la presente sección se busca discutir la evidencia y los hechos destacables de las variables a ser tratadas, para a partir de ello, realizar inferencias preliminares. Para analizar la evidencia encontrada y los movimientos de las variables se usan correlaciones dinámicas. Se entiende la correlación dinámica como la correlación de dos variables cada una en diferente tiempo t de forma tal que:

$$corr(x_{t+j}, y_t) \text{, para } j \in \{-5, \ldots, -1, 0, 1, \ldots, 5\}$$

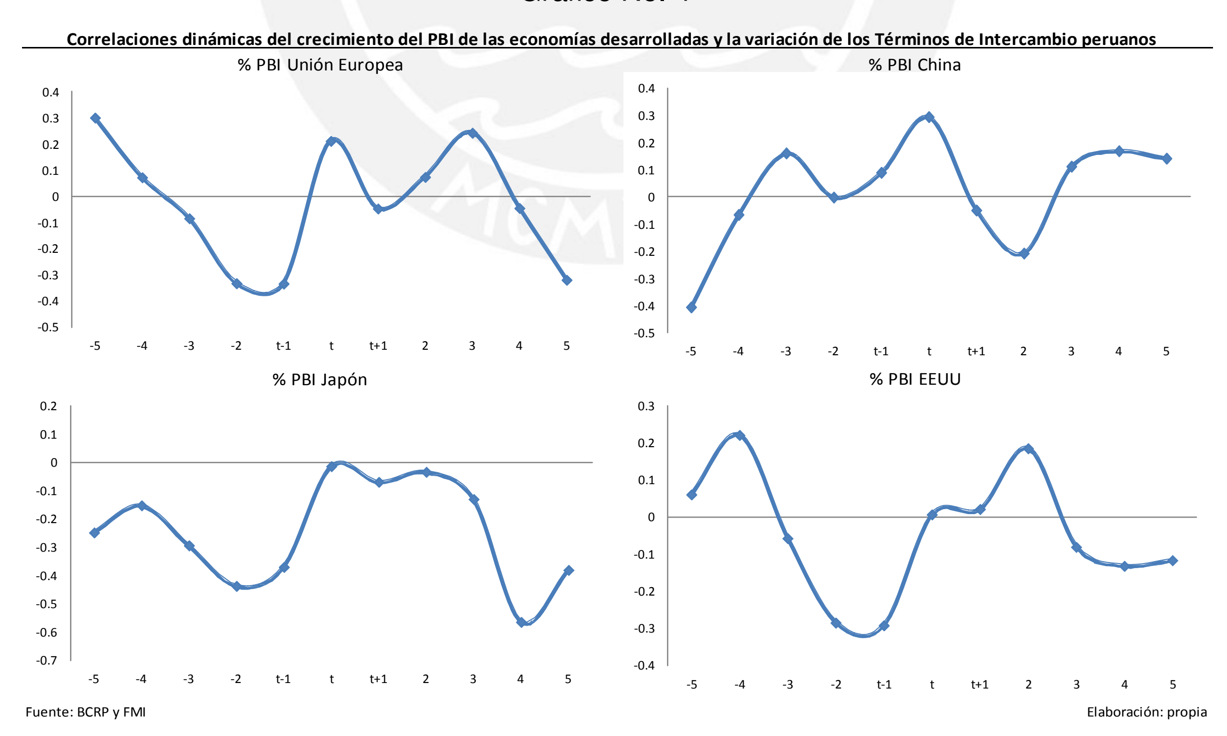


Es decir se estima la correlación desde el rezago 5 hasta el adelanto 5 de la variable "x_t" (en este caso las variaciones del PBI de los países) contra el contemporáneo de la variable "y_t" (es decir la variación de los términos de intercambio). Aquí las series usadas son anuales. De acuerdo a los coeficientes de correlación, se pueden establecer las siguientes conclusiones:

- "x_t" es una variable adelantada con respecto a "y_t", si $\left|corr(x_{t+j}, y_t)\right|$, toma el mayor valor para $-5 \leq j \leq -1$.
- "x_t" es una variable contemporánea con respecto a "y_t", si $\left|corr(x_{t+j}, y_t)\right|$, toma el mayor valor para $j = 0$.
- "x_t" es una variable atrasada con respecto a "y_t", si $\left|corr(x_{t+j}, y_t)\right|$ toma el mayor valor para $1 \leq j \leq 5$.

En el gráfico siguiente se observan las correlaciones dinámicas del crecimiento económico de los países consumidores de *commodities* frente a los términos de intercambio peruanos.

Gráfico No. 4





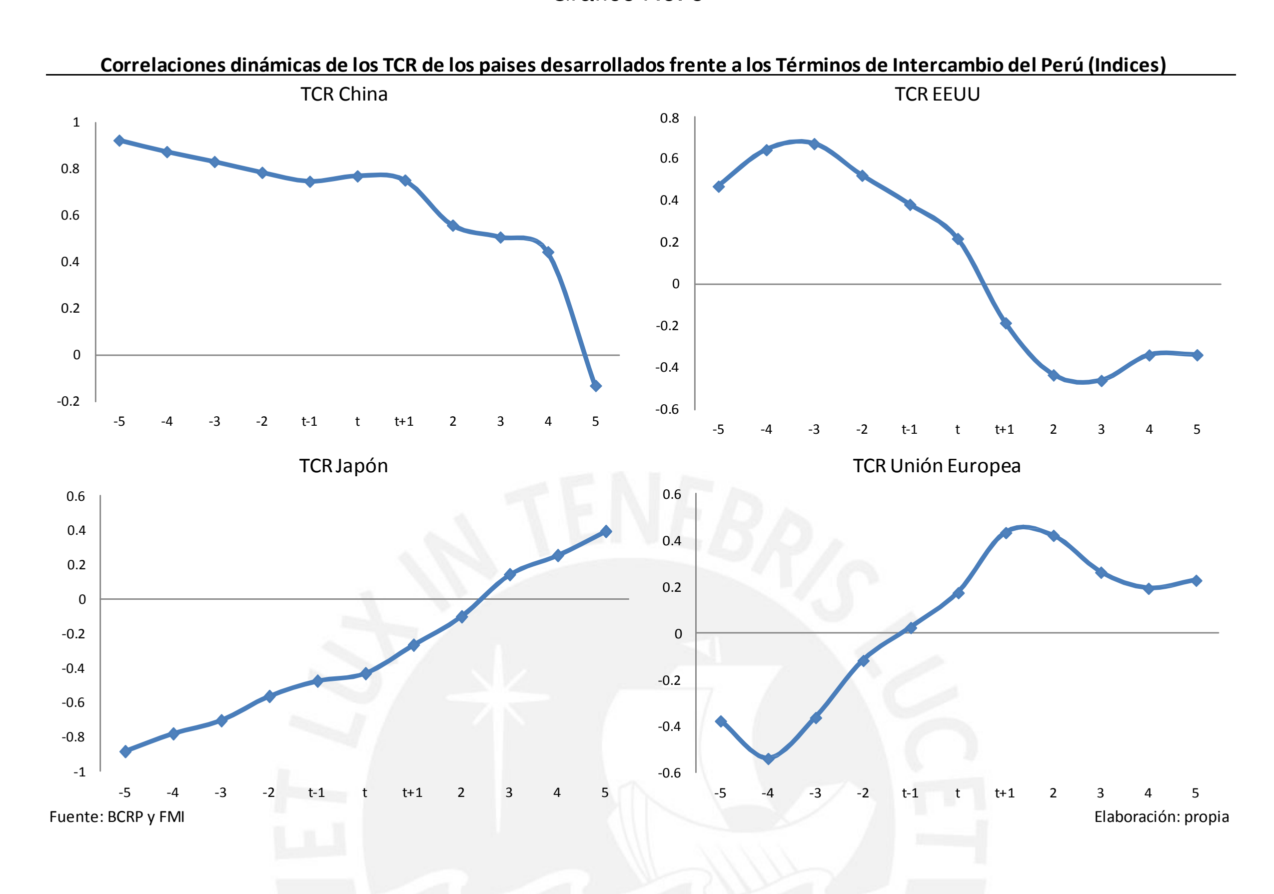
En primera instancia, es necesario señalar que la significancia estadística de las correlaciones halladas es baja[13]. No obstante, destaca la alta correlación negativa y no contemporánea entre el crecimiento del PBI de todos los países presentados y los términos de intercambio peruanos. Por el lado asiático, Japón presenta una correlación atrasada frente a los términos de intercambio peruanos, mientras que China presenta una correlación adelantada con los términos de intercambio. Por su parte, EEUU y la Unión Europea presentan también una correlación adelantada. Para estos dos últimos casos, hay un adelanto de dos períodos, o en este caso, dos años, en los que las desaceleraciones de estas economías precederían una mejora de los términos de intercambio. Ello sucedería incluso con más anticipación para el caso de China.

Por otro lado, la dinámica que surge entre las variables de Tipo de cambio real de un país industrializado y los términos de intercambio domésticos parte de una depreciación de la moneda estadounidense —por ejemplo, como resultado de la política monetaria expansiva vigente por parte de EEUU—, que al encarecer los bienes primarios importados, hace que sean más baratos para el resto de los demandantes de materias primas del mundo [14] —tanto para los industrializados como los que están en vías de serlo—, aumentando la demanda y el precio de las mismas —teniendo en cuenta también a los factores especulativos que revaloran los precios de los *commodities*—, con lo cual se genera una mejora en los términos de intercambio locales.[15] Entonces, se concluye que a menor nivel del tipo de cambio real de los países industrializados demandantes, habrá un efecto positivo sobre los TI de los países exportadores de *commodities*. En esa línea, se presentan correlaciones dinámicas entre los Tipos de cambio reales de los países industrializados frente a los términos de intercambio nacionales[16].

---

[13] Ver los coeficientes y p-values en los Anexos.
[14] De Gregorio llama a esto “traslado de la demanda”.
15 También es necesario señalar que la abundancia de moneda extranjera y el menor costo de endeudarse en dicha moneda hace que el resto de economías tengan mayor acceso a los mercados financieros internacionales y puedan incrementar sus inversiones internas.
[16] De acuerdo a la construcción de los índices de tipo de cambio real, un aumento del índice implica una depreciación de dicho tipo de cambio. En los gráficos, una correlación positiva implica que las depreciaciones—mayor índice—se correlacionan con mejoras en los términos de intercambio.

Gráfico No. 5



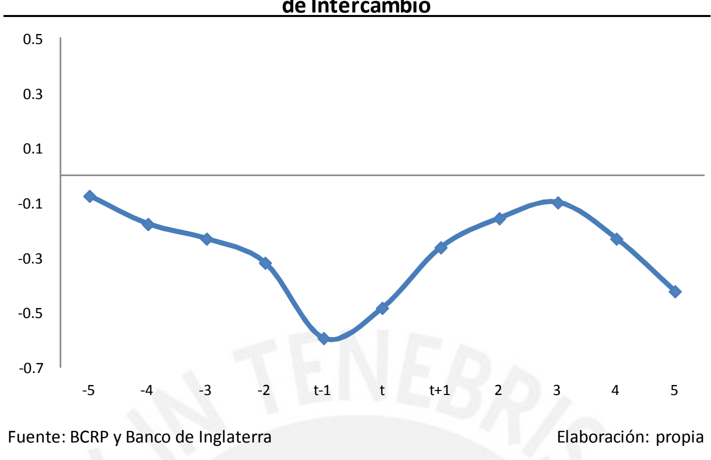
En este caso, todos los coeficientes de correlación son significativos [17]. La correlación es positiva y adelantada para el caso de China y EEUU. Es decir, una depreciación anticipada de las monedas de estos países produce un efecto positivo sobre los términos de intercambio entre 4 a 5 periodos después. Sin embargo, se observa una correlación negativa y adelantada para los tipos de cambio reales de Japón y la Unión Europea. Ello implica que las depreciaciones de dichos tipos de cambio reales provocarían un deterioro en los términos de intercambio nacionales.

Por último, en el gráfico 5 se presenta la correlación dinámica de la tasa libor frente a la variación de los términos de intercambio peruanos. De lo observado, se desprende que la correlación es negativa y adelantada. El co-movimiento inverso se produce con un período de máximo un año de adelanto de la tasa libor frente a los términos de intercambio domésticos. Asimismo, cabe señalar que dicha correlacion es significativa.

[17] Ver los Anexos.



Gráfico No. 6



II.3 Determinantes de los términos de intercambio para el caso peruano: hipótesis planteadas

Luego de haber analizado el estado actual de los aportes a la problemática de los determinantes de los términos de intercambio, así como la revisión de los hechos estilizados y el repaso de la teoría, es preciso establecer las hipótesis de trabajo que se buscan confirmar en la presente investigación. Como toda investigación de este tipo, es preciso señalar que las variables exógenas incluidas en el análisis logran explicar una parte del comportamiento global de la variable endógena en cuestión, ya que la alta volatilidad presente en la determinación de los precios de los *commodities* no permite una modelización 100% precisa. A continuación se enumeran cada una de las variables explicativas.

1. Los Tipos de Cambio Reales de los países industrializados—EEUU— influyen de manera positiva a los Términos de Intercambio de la economía peruana[18]. Una apreciación de la moneda extranjera—una disminución de e_1— abarata el precio del *commodity* en esa moneda, pero lo encarece para el resto del mundo,

[18] Cabe recordar que, por construcción, el índice del tipo de cambio real de EEUU presenta la definición inversa a la usada localmente, por lo que es necesario invertir esta serie para que sea equivalente a la concepción que se usa en el Perú.



disminuyendo su demanda por éste y haciendo disminuir su precio; entonces ambos caen. No obstante, y como ya se aclaró previamente, el índice del tipo de cambio real de EEUU está construido de manera opuesta al peruano; esto requiere que dicha serie sea invertida para que los resultados sean comparables.

2. El nivel de la actividad económica de los países industrializados influye de manera positiva sobre los términos de Intercambio de la economía peruana[19]. Por lo tanto se espera que el coeficiente del regresor de la variable exógena Nivel de producción de los países industriales sea positivo.

3. La tasa de interés internacional influye de manera negativa sobre los Términos de Intercambio de la economía peruana, puesto que aumentos de dicha tasa reducen la demanda de los inversionistas por mantener *commodities* dentro de sus portafolios. Por lo tanto, se espera que el coeficiente del regresor de la variable exógena Tasa de interés internacional sea negativo.

Finalmente, la ecuación que resume todo lo planteado anteriormente sería:

Términos de intercambio= f (Tipo de cambio real EEUU, Tasa de interés internacional, índice de producción industrial)

II.4 Lineamientos metodológicos

En base a la evidencia empírica mostrada, y a los argumentos teóricos presentados, se plantea el siguiente modelo de comportamiento de los términos de intercambio, en base a tres variables exógenas especificadas. De esta forma se pretende estimar los valores de largo plazo de los términos de intercambio, para así llegar a comprobar la magnitud y el sentido del efecto que producen estas variables exógenas sobre los Términos de Intercambio, y también poder conocer el grado de desajuste de esta variable, respecto de su valor de equilibrio, todo ello mediante un modelo de Corrección de Errores (VECM). A continuación se presenta la ecuación preliminar o inicial a estimar:

[19] Estrictamente, cuando la correlación es contemporánea.



$$LOG_TI_t = \beta_0 + \beta_1 LOG_TCR^*_t + \beta_2 LOG_PMI^*_t + \beta_3 i^*_t + \varepsilon_t$$

Donde:

LOG_TI: son los términos de intercambio peruanos

LOG_TCR:* es el logaritmo de la serie tipo de cambio real multilateral de EEUU[20].

*LOG_PMI**: es logaritmo del nivel de demanda industrial por *commodities* del país industrial, usando como *proxy* al Índice de compras de productores (PMI)[21].

*i**: es la tasa de interés real extranjera LIBOR.

ε: es el término de perturbación estocástico.

En el caso de la variable TI, esta serie fue recogida a partir de la base de datos del Banco Central de Reserva del Perú, desde el año 1992 hasta el año 2011, de forma trimestral, teniendo como inflación base al año 2000.

La variable TCR* multilateral es de EEUU, esta fue obtenida a partir de la base de datos del Fondo Monetario Internacional, en el cual se brinda series con los TCR multilaterales de los principales países industrializados, con respecto a todas sus monedas entre sí. Esta serie fue tomada de forma trimestral, también desde el año 1992 hasta el 2011. Asimismo, esta serie fue convertida de acuerdo a la definición vigente en la literatura local para mantener la coherencia de los resultados a lo largo del presente trabajo.

En el caso de la variable PMI*, se utilizará como variable *proxy*, al índice Agregado de Actividad Manufacturera de EEUU, más conocido como PMI (*Purchasing Manager's Index*), el cual se elabora a partir de la demanda por materias primas de las principales firmas productoras de bienes sofisticados de EEUU, agrupadas en la ciudad de Chicago. Este índice es construido a partir de encuestas a las principales firmas del sector

---

[20] Cabe recordar que, por construcción, el índice del tipo de cambio real de EEUU presenta la definición inversa a la usada localmente, por lo que es necesario invertir esta serie para que sea equivalente a la concepción que se usa en el Perú.

[21] Del inglés *Purchasing Manager's Index*.



manufacturero y de servicios[22], siendo más de 400 firmas encuestadas, y revelando así las percepciones de los agentes.

La tasa de interés internacional de referencia que se recogió para la presente investigación fue la tasa Libor en términos reales, que funciona como referente mundial para el resto de tasas de interés del mundo. Esta serie fue tomada de la Base de Datos del Banco Central de Inglaterra, de forma trimestral, desde el año 1992 hasta el 2011. Asimismo, fue necesario encontrar la tasa de variación trimestral de la inflación (IPC) de Inglaterra, para poder expresar la tasa Libor en términos reales, lo cual se realizó restándole la inflación a la tasa de interés nominal.

En la discusión teórica se explicó que la inclusión de las variables Tipo de Cambio real extranjero y Tasa de interés real extranjera dentro del mismo análisis no presentaría problema mayor de sobreestimación ya que la reacción que podría suscitar movimientos de la tasa de interés real extranjera en el tipo de cambio nominal y luego en los precios, no se da de forma inmediata. Con el propósito de descartar una multicolinealidad entre ambas variables se analizó la correlación entre ambas y se obtuvieron los siguientes resultados en la tabla siguiente:

Tabla No. 2

		Coeficiente de Correlación	**P - value**
TCR_USA	REAL_LIBOR	-0.218087	0.0657

Elaboración: Propia

Como puede observarse, la correlación es negativa pero baja, y más aún, es poco significativa.

Un paso previo a la estimación del modelo señalado es analizar cada serie de forma independiente y establecer el orden de integración que presenta cada una de ellas. Para tal fin, es preciso analizar las gráficas de las trayectorias temporales y detectar si hay la posibilidad de que exista estacionariedad[23]. Seguidamente, se aplica un test de Raíz

[22] Cabe señalar que dicho índice es elaborado por la consultora Markit Economics. Sitio web: http://www.markit.com
[23] Gráficos y Tests en Anexos.



Unitaria para permitir verificar de forma más precisa la existencia o no de raíz unitaria; en base a esos resultados se puede testear la existencia de relaciones de largo plazo conjunta entre las variables explicativas y la variable explicada, es decir si existe cointegración o no.

A cada una de las series escogidas para el modelo se le tomó el logaritmo (excepto a la tasa de interés libor), para poder suavizar su trayectoria. Las variables son: *LOG_TI_PERÚ*, para los términos de intercambio peruanos; *LOG_PMI_USA*, para el Índice de compras de las firmas o *Purchasing Manager's Index* (PMI); *REAL_LIBOR*, para la tasa de interés real Libor; y finalmente, *LOG_TCR_USA* para el Tipo de cambio real multilateral de EEUU. Se aplicaron dos tests para verificar la existencia de raíz unitaria, primero el de Dickey-Fuller Aumentado y luego el de Elliot-Rottenberg-Stock. A continuación se muestra un resumen de todos estos tests aplicados a todas las series:

Tabla No. 3

Tests de Raíz Unitaria y análisis de estacionariedad.

Análisis de Estacionariedad					
Series	**ADF**	**ERS**	**Series**	**ADF**	**ERS**
LOG_TI_PERÚ			**LOG_PMI_USA**		
Nivel	I(1)	I(1)	Nivel	I(1)	I(0)
1ra diferencia	I(0)	I(0)	1ra diferencia	I(0)	I(0)
LOG_TCR_USA			**REAL_LIBOR**		
Nivel	I(1)	I(1)	Nivel	I(1)	I(0)
1ra diferencia	I(0)	I(0)	1ra diferencia	I(1)	I(1)
			2da diferencia	I(0)	I(1)

A partir del test de Elliot-Rottenberg-Stock, se puede concluir que las variables *LOG_TI_PERÚ* y *LOG_TCR_USA* no son estacionarias y son integradas de grado 1. Por el contrario, las variables *REAL_LIBOR* y *LOG_PMI_USA* son estacionarias, es decir, el grado de integración es I(0). De acuerdo a Perron y Rodríguez (2003), el test de Elliot-Rottenberg-Stock proporciona mayor precisión para detectar presencia de raíz unitaria puesto que este test considera la posibilidad de quiebres estructurales exógenos en las series y corrige dichos quiebres, lo cual se ajusta al presente caso, en vista de que casi todas las series



padecen de dichos quiebres, teniendo en cuenta los periodos de crisis de fines de los años 90, así como la reciente crisis financiera del año 2008.

Estos periodos de crisis generan distorsiones en las series que persisten periodo tras periodo, lo cual justamente es capturado por el test de Elliot-Rottenberg-Stock (ERS). Por todo ello, se aceptan los resultados ofrecidos por el mencionado test, en lugar del tradicional test de Dickey Fuller Aumentado (ADF).

En este caso, en el que los Términos de intercambio son la variable endógena y el resto de variables son tomadas como sus determinantes, se tiene una ecuación lineal y unidireccional, por lo que se opta por seguir la metodología de Engle y Granger (1987). Dicha metodología se ejecuta en dos etapas, y el análisis se enfoca en los residuos de la estimación; asimismo, se asume a priori que existe un solo vector de cointegración.

La primera etapa de la metodología consiste en hallar mediante una simple regresión de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), la relación entre las variables que presentan I(1), evaluar la estacionariedad del residuo resultante, y luego incluirlo en la segunda etapa de la metodología. Entonces la ecuación preliminar a estimar es:

$$LOG_TI_PERU = \beta_0 + \beta_1 LOG_TCR_USA + \beta_2 LOG_PMI + \beta_3 REAL_LIBOR + \varepsilon_t$$

Se realizaron diversas estimaciones, las cuales se presentan a continuación en la tabla N° 2:

Tabla N°2.

Dependiente: TI_PERU	Modelo 1		Modelo 2		Modelo 3		Modelo 4	
Variables	**Coeficientes**	**P-Value**	**Coeficientes**	**P-Value**	**Coeficientes**	**P-Value**	**Coeficientes**	**P-Value**
LOG_TCR_USA	0.058999	0.6903	0.059287	0.6858	0.094549	0.5284	1.00387	0.000
LOG_PMI_USA	0.169463	0.0047	0.169504	0.0043	-	-	-	-
REAL_LIBOR	0.000337	0.9334	-	-	-	-	-	-
C	3.727674	0.0000	3.726503	0.0000	4.229295	0.0000	-	-
AR(1)	1.247825	0.0000	1.248884	0.0000	1.301132	0.0000	0.941428	0.000
AR(2)	-0.293796	0.0249	-0.295239	0.0198	-0.359702	0.0039	-	-
R-squared	0.919272		0.919263		0.908438		0.867025	
Adjusted R-squared	0.912965		0.914295		0.904276		0.865097	
F-statistic	145.7575		185.0210		218.2735		-	
Prob(F-statistic)	0.000000		0.0000		0.0000		-	



Puesto que en los distintos modelos la significancia de las variables era baja, se fueron descartando las variables menos significativas hasta quedar un modelo consistente y significativo (Modelo 4). Seguidamente se verificó que los errores de dicho modelo eran estacionarios, lo que implicaría la existencia de cointegración entre ambas series, es decir entre los términos de intercambio y el tipo de cambio real estadounidense. Con ello, se procedió a estimar una ecuación entre ambas series incluyendo la serie del error pero rezagado un período. No resultó significativo el tipo de cambio real de EEUU, pero se obtuvo el signo esperado en su regresor correspondiente. Algo más significativo resultó el término de corrección de errores, el cual también presentó el signo esperado.

Tabla N°3

Variables	**Coefficient**	**Std. Error**	**t-Statistic**	**Prob.**
Dependiente: TI_PERU				
LOG_TCR_USA	0.114979	0.153623	0.748452	0.457
RESID0_(-1)	-0.115892	0.064372	-1.800336	0.0766
C	4.132787	0.714634	5.78308	0.0000
AR(1)	1.389224	0.124133	11.19143	0.0000
AR(2)	-0.452635	0.125532	-3.605721	0.0006
R-squared	0.912662			
Adjusted R-squared	0.907116			
F-statistic	164.5833			
Prob(F-statistic)	0.000000			

Finalmente, la ecuación estimada quedaría de la siguiente forma[24]:

*LOG_TI_PERÚ = **0.114***(LOG_TCR_USA) **-0.115***RESID0_(-1) + **4.13***

(0.457) (0.076)

[24] Los *p-value* figuran en paréntesis.



II.5 Principales resultados

El coeficiente que acompaña al parámetro "*RESID0_(-1)*" es el mecanismo de corrección de errores de corto plazo. Es necesario señalar que la significancia del parámetro "*RESID0_(-1)*" es baja, ya que tiene un p-value alto mayor a 0.05, pero presenta el signo esperado. Tiene el signo negativo porque reacciona al siguiente periodo (en este caso un trimestre), corrigiendo los shocks negativos ocasionados por el regresor de la variable exógena. La tasa aproximada que se corrigen las desviaciones es, tal cual lo señala el regresor de "*RESDDLAG*", 1.1% cada trimestre; no obstante, es un ritmo bastante lento, por lo que se sospecha que los shocks tienen larga duración cuando ocurren.

Luego, los resultados también señalan que una depreciación (apreciación) del 10% en el tipo de cambio real estadounidense provocaría una mejora (caída) de 1.14% en los términos de intercambio peruanos.

II.6 Principales inferencias

Se ha hecho evidente que el impacto de los actuales desajustes en las paridades mundiales sigue teniendo a los términos de intercambio como canal de penetración para afectar la economía peruana. La sensibilidad de los términos de intercambio indica que una depreciación del dólar de alrededor del 10%, implica una mejora del aproximadamente 6% en los términos de intercambio peruanos. A modo de comparación con el caso chileno, una depreciación del dólar de 10% conllevaría a una mejora de sus términos de intercambio chilenos de hasta 12%. Evidentemente, detrás de esa alta sensibilidad se encuentra el factor cobre, el principal *commodity* de exportación de Chile. Es destacable que la diversificación de productos exportados por el Perú ha disminuido la sensibilidad de los términos de intercambio ante cambios en las paridades. Además de coincidir con la hipótesis del trabajo de De Gregorio, también es pertinente señalar la coincidencia con el trabajo reciente de Druck, Magud, & Mariscal (2015) en el que enfatizan que el efecto de un dólar más fuerte es especialmente negativo para las economías menos diversificadas y con regímenes de tipo de cambio más rígidos, lo cual no parece ser el caso peruano.



Por otro lado, resalta el débil efecto que proporcionan las variaciones en la tasa Libor real y el índice de actividad PMI. En ambos casos, la mayor demanda por *commodities* que se deriva ocasiona aumentos en el precio de todos ellos, los cuales están presentes en los dos componentes de los términos de intercambio, tanto por el lado de los precios de los productos exportados, como por el precio de aquellos importados. Ello ocasiona que el efecto final no sea altamente positivo.

III. El tipo de cambio real y la influencia de los términos de intercambio en el Perú

Analizar cuáles son los determinantes principales o más influyentes sobre el Tipo de cambio real peruano es un tema de estudio amplio. Hay diversidad de aproximaciones teoricas, dependiendo del contexto temporal estudiad. Por ejemplo, en cierto periodo de crisis con una fuerta depreciacion real del Tipo de cambio para una economia en particular ésta depreciación puede ser ocasionada con mayor potencia por cierta variable en lugar de otra. Sin embargo, todo ese análisis no se realiza en esta parte del trabajo; lo que se busca analizar es unicamente qué tanto influyen los cambios en los Términos de Intercambio peruanos —por el precio de los *commodities* principalmente—, y analizados en el acápite anterior, sobre el poder de compra real de la moneda peruana, con lo cual podría concluirse qué tan vulnerable sigue siendo la economía peruana a las fluctuaciones de los precios internacionales, y qué tan dependiente es el tipo de cambio real peruano a éstos.

III.1 El tipo de cambio real: revisión teórica

Existen diferentes mecanismos de transmisión sustentados por la teoría que buscan explicar la relación de largo plazo entre estos Términos de Intercambio y el Tipo de Cambio Real del país. Verificar qué tipo de vínculo existe entre ambas variables fundamentales para la actividad económica nacional, así como la intensidad de este vínculo, será el objeto de estudio de la segunda parte de este trabajo.



De acuerdo al análisis realizado por Dancourt (2008), el impacto de la variación de los Términos de Intercambio sobre una economía que opera con libre movilidad de capitales a nivel internacional, tiene un efecto directo sobre el tipo de cambio nominal: cuando se produce una mejora de los términos de intercambio (aumenta exógenamente el precio de los bienes exportados), aumenta la cantidad de dólares en la economía debido a los mayores ingresos por las exportaciones, haciendo que el Tipo de Cambio Nominal caiga, por lo tanto el Tipo de Cambio Real se aprecia. Este efecto es conocido como el efecto cambiario o monetario, y de acuerdo a Dancourt (2008), se refleja en el abaratamiento de las importaciones que compiten con la producción nacional manufacturera no primaria, y que al mismo tiempo reduce el poder adquisitivo de los exportadores primarios (cuando el alza en precios de los exportables es muy duradera). Esta consecuente destrucción de la industria manufacturera interna, es conocida como la Enfermedad Holandesa[25] y que en la literatura se ha relacionado frecuentemente a la explotación de recursos naturales como el causante de dicho mal, además de una excesiva sensibilidad del tipo de cambio nominal a los términos de intercambio y los precios de los *commodities*. Por todo ello, resulta fundamental verificar la ocurrencia de este fenómeno para el caso peruano, mediante el estudio del impacto de los términos de intercambio sobre el tipo de cambio real y analizar la sensibilidad de este último.

Por otro lado, también existe un efecto real (o efecto ingreso) sobre el tipo de cambio real, y es el que la evidencia empírica sustenta para un gran número de países primario-exportadores, de acuerdo a un trabajo de Cashin, Céspedes y Sahay (2003). De acuerdo a la teoría utilizada por todos estos autores para explicar el efecto ingreso, la mejora inicial de los términos de intercambio (mayores precios exógenamente determinados para el *commodity* exportado) eleva los salarios del sector exportador, generándoles mayores ingresos. Ello implicará una mayor demanda por el resto de bienes no exportables de la economía, estimulando a este sector, y haciendo que los precios de los bienes no exportables aumenten, llevando a una inflación interna que aprecia el Tipo de Cambio Real y que también abarata las importaciones. En este efecto no se toma en cuenta el efecto cambiario nominal descrito previamente.

[25] Se le conoce así por el aumento de ingresos en la economía Holandesa que en 1960 se produjo por la explotación de gas natural, y que terminó perjudicando los otros sectores de la economía, por la fuerte apreciación de la moneda.



Además, sabiendo que el Tipo de Cambio Real de una economía revela la situación de su productividad con respecto a otra economía (reflejada en los niveles de inflaciones), una apreciación del tipo de cambio real también puede ser consecuencia de una mejora en la productividad del sector de bienes transables con respecto al del resto de países[26], que elevaría los salarios en ese sector y en el resto de la economía, llevando a un encarecimiento del resto de bienes no transables y por ende, a una apreciación del Tipo de cambio real. Este efecto, conocido como el Balassa- Samuelson, es otro enfoque para explicar la evolución de los tipos de cambio, pero desde el lado de la producción real, y ya no únicamente por un shock de precios exógeno en el sector transable. Sin embargo, tanto una mejora exógena en los precios de los *commodities* como un aumento de la productividad en el sector transable de los *commodities* (Efecto Balassa-Samuelson) desembocan en el efecto ingreso, el cual eleva salarios en la economía y empuja los precios internos no transables hacia arriba, con el efecto final de una apreciación del tipo de cambio real.

El efecto ingreso es también considerado como uno de los tantos fundamentos del tipo de cambio real de equilibrio para el Perú, lo cual se aprecia en el trabajo empírico ya mencionado de Rodríguez y Winkelried (2011), donde precisamente se destacan los ingresos (y salarios) que se producen por una alza en los términos de intercambio sobre la demanda agregada y el consecuente aumento de los precios domésticos, dados los precios de los bienes externos. Todo ello se realiza de manera conjunta con otras variables explicativas como fundamentos del tipo de cambio real, para así explicar cuáles fueron más determinantes a la luz de la crisis rusa del año 1998 y de la reciente crisis financiera del 2008.

Cualquiera de ambos efectos, el efecto ingreso o el efecto monetario, produce una apreciación del tipo de cambio real. Lo que se pretende encontrar en el presente trabajo es qué tan intensa es la relación de largo plazo entre los términos de intercambio y el tipo de cambio real peruano—si es que la hay— y cuan durable o persistentes son los shocks de los términos de intercambio sobre el tipo de cambio real.

[26] Frankel (2007) también coincide en señalar que los aumentos en la productividad suelen darse en el sector de bienes transables, en primera instancia.



Un modelo sencillo para explicar la relación Términos de Intercambio – Tipo de Cambio Real.

A la luz de lo todo lo anterior explicado se considera el trabajo de Cashin, Céspedes y Sahay (2003), en el cual se busca validar cuán sensible es el valor de las monedas de un grupo de países exportadores de *commodities* ante cambios en los precios de dichos bienes. Los autores llaman "monedas *commodity*" a aquellas monedas de las economías que presentan una estrecha relación de largo plazo entre su tipo de cambio real y el precio de su principal producto exportado. En esa línea, Frankel (2007) señala como "moneda *commodity*" a aquella que se aprecia cuando el precio de las materias primas mantienen niveles elevados en el mundo, y que se deprecia cuando dichos precios se mantienen a la baja.

El modelo se plantea para una economía con sectores transables y no transables, en donde el sector transable produce un *commodity*; asimismo incluyen una economía extranjera que produce bienes no transables, intermedios y finales. En todos los sectores, las firmas usan el factor trabajo en su función de producción, y se asume competencia perfecta, así como libre movilidad del factor trabajo, lo cual garantiza que los salarios se igualen en los sectores, para ambas economías. Por otro lado también se supone que los consumidores de la economía doméstica consumen sólo el bien no exportable. Las firmas de la economía extranjera usan el *commodity* de la economía doméstica junto con un bien intermedio, producido allí, como insumos para producir el bien final transable. Para este caso, los autores definen el tipo de cambio real como el ratio de precios de una misma canasta de dos economías, una nacional y otra extranjera:

$$e = \frac{EP}{P*} \qquad (15)$$

De aquí se entiende que:

e es el tipo de cambio real

E es el tipo de cambio nominal

$P*$ es el precio de los bienes extranjeros

P es el precio de los bienes nacionales.



En esta definición, un aumento de e significa una apreciación real para la economía doméstica. De acuerdo al modelo planteado por los autores, y partiendo de esta definición de Tipo de Cambio Real (15), los autores encuentran la siguiente ecuación[27]:

$$e = \frac{EP}{P^*} = \frac{a_X . a_N^* . P_X^*}{a_I^* . a_N . P_I^*} \qquad (16)$$

En donde P, es el nivel general de precios de la economía doméstica, se define como:

$$P = P_N^{\gamma} P_T^{1-\gamma}$$

Aquí P_N es el nivel de precios de los bienes no transables, y P_T, el nivel de precios de los bienes transables. La elasticidad γ denota la ponderación de los bienes en la canasta básica de consumo que configura el nivel general de precios P, la participación de ambos bienes en la canasta proviene de un proceso de maximización de la utilidad del consumidor.

Por otro lado, las letras "a" son las productividades de cada sector, X para el exportable, N para el no exportable, I para un bien intermedio utilizado por el extranjero para elaborar bienes finales. Aquellas denotadas con asterisco refieren a bienes del país extranjero; en caso contrario, al país doméstico.

Finalmente, de la ecuación (16), P_x^*/P_I^* son los términos de intercambio de la economía doméstica, medidos en términos de la moneda extranjera. Por su parte a_X^{1}/a_I^{2} mide el diferencial entre las productividades del sector doméstico exportador y el sector intermedio extranjero. Finalmente el ratio a_N^*/a_N mide la diferencia entre productividades de los sectores no transables de la economía extranjera sobre la doméstica, lo cual es conocido como el efecto Balassa-Samuelson. En el caso de este modelo, se supone que un incremento en el precio internacional del producto exportable o *commodity*, P_x^*, aumentará los salarios en el sector exportador y en los demás sectores, ya que se asume la igualdad de salarios en los sectores y movilidad perfecta del trabajo, generando un aumento en el precio del bien no transable P_N, y por ende, apreciando el tipo de cambio real a través de un aumento del nivel general de precios domésticos, es decir P. Este análisis intuitivo cumple con lo presentado teóricamente como efecto ingreso.

[27] La derivación ecuacional se encuentra detallada en los Anexos.



III.2 Algunos estudios empíricos

Para la presente parte se revisó una investigación de la CEPAL a cargo de Bello, Heresi y Pineda (2010), en la que se analizan los tipos de cambio reales de equilibrio para América Latina y sus principales fundamentos, en el que se encuentra que los términos de intercambio resultaron ser altamente explicativos de los tipos de cambio reales para Argentina, Bolivia, Brasil, Ecuador, Uruguay, Venezuela, México, Chile y Panamá.

Otra investigación importante es la de De Gregorio y Wolf (1994) en la que se concluye que entre, por un lado los términos de intercambio y, por otro lado las variaciones de la productividad entre los sectores transables y no transables de la economía, los términos de intercambio resultan afectando más a los tipos de cambio reales debido a un efecto ingreso.

Un estudio a cargo de Cashin, Céspedes y Sahay (2003), confirma la existencia de una relación de largo plazo entre el tipo de cambio real y el precio de los *commodities* para la mayoría de países con monedas dependientes de *commodities*, en vista de que ambas series se mueven juntas sobre el tiempo y que revierten a una relación de equilibrio de largo plazo. Asimismo, encuentran que el tipo de cambio real es el que se ajusta ante las variaciones del precio de los *commodities* para restaurar el equilibrio de largo plazo. Aunque encuentran relaciones positivas sólidas para un gran número de países exportadores de *commodities*, se hallaron elasticidades positivas que incumplían con los planteamientos teóricos. Tal fue el caso de Camerún, Costa de Marfil y Siria. En estas economías, los tipos de cambio reales se encontraban fuertemente sobrevalorados, lo cual era corregido con severas devaluaciones nominales, alterando posteriormente la relación de largo plazo entre las series del tipo de cambio real con los precios de los *commodities*. Con todo lo señalado, esta última investigación también sirve como ejemplo para ser replicada sobre el caso peruano, es decir verificar la existencia de una relación significativa de largo plazo entre términos de intercambio y el tipo de cambio real. Por su parte, Frankel (2007) encuentra que para el tipo de cambio real sudafricano uno de sus principales determinantes es su propio rezago, en mayor medida que el ingreso per cápita, con lo cual descarta la ocurrencia del efecto Balassa-Samuelson. Por la significancia del rezago,



Frankel señala la probable existencia de un efecto anclaje sobre el tipo de cambio real o la omisión de otras variables determinantes.

Para el caso peruano, en el trabajo de Ferreyra y Salas (2006) se realiza una regresión con datos desde la década de los 80, para estimar el tipo de cambio real de equilibrio con respecto a sus fundamentos entre los cuales incluye a los pasivos externos netos, las productividades sectoriales, los términos de intercambio, el gasto público, así como a la política comercial. En dicha regresión se encontró que los principales determinantes del tipo de cambio real de equilibrio son los pasivos externos netos, los términos de intercambio y sólo a partir de los años noventa, recién cobra relevancia la productividad relativa sectorial de la economía; en el caso de los términos de Intercambio, la sensibilidad del tipo de cambio real fue de alrededor de -0.30.

Entre algunos trabajos para el Perú está el de Rodríguez & Winkelried (2011), en donde se analiza el tipo de cambio real de equilibrio, es decir, el tipo de cambio que debería existir en ausencia de shocks; para ello proponen distintos fundamentos o determinantes a la luz de dos periodos de quiebre de la variable como lo son la crisis rusa en el año 1988 y la reciente crisis financiera del año 2008. Al igual que el trabajo de Ferreyra & Salas (2006), se incluyen distintas variables como posibles explicativas para los periodos analizados, entre las cuales tenemos nuevamente a los pasivos externos, el grado de apertura comercial, la productividad como mayor demanda de trabajo, el gasto público en bienes domésticos, la dolarización y los términos de intercambio; para el periodo posterior a la crisis financiera del 2008, la apreciación del tipo de cambio real fue fuertemente explicada por las ganancias de productividad. Para el periodo de depreciación luego de la crisis rusa de 1998, destaca el aumento de los pasivos externos netos como principal explicación. El caso de nuestro interés es el de los términos de intercambio, los cuales tuvieron un impacto menor que el de la apertura comercial y la productividad relativa para ambos periodos bajo estudio.

Recientemente, Tashu (2015) verificó si la moneda peruana era una “moneda *commodity*”. Para realizar esta verificación se empleó los fundamentos observables teóricos del tipo de cambio real, como son los términos de intercambio, la productividad relativa del sector transable sobre el no transable, el consumo del gobierno y el saldo de activos externos netos. A pesar de que se utilizó la variable del numerador de los términos de intercambio,

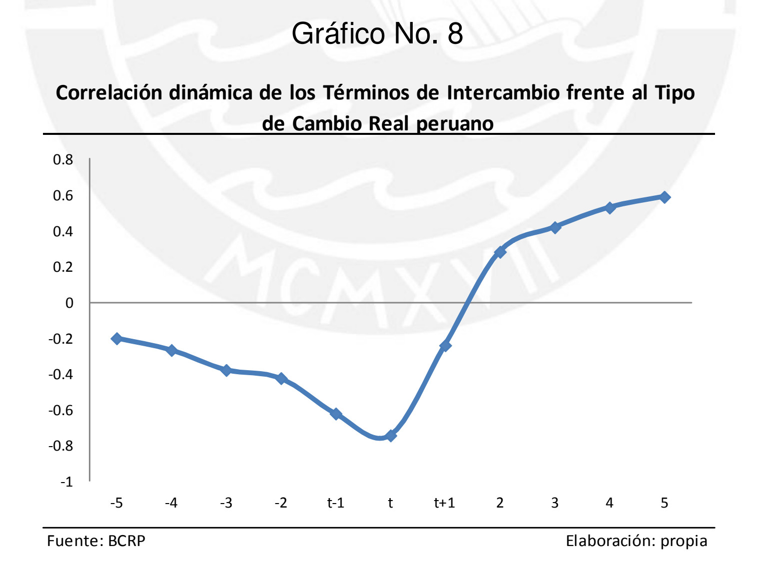


el índice de precios de las exportaciones, no se encontró una relación de largo plazo significativa entre el tipo de cambio real peruano y los precios de las materias primas que exporta. En esa línea, Tashu sugiere que la repatriación de la renta de factores ante mayores utilidades del sector exportable, por el aumento de los precios de los *commodities* contrarresta el efecto apreciativo sobre el tipo de cambio real; además, señala que el rol activo del Banco Central del Perú sobre el mercado cambiario y el control de la inflación previenen que el tipo de cambio real se altere demasiado. Enfatiza sobre la gran estabilidad de la inflación en el Perú, respecto a otros países de la región. También se encuentra que el tipo de cambio real de equilibrio o largo plazo, es determinado por la productividad relativa y el consumo del gobierno, en sectores no transables principalmente.

Hechos estilizados

Finalmente, queda revisar la influencia de los términos de intercambio sobre el tipo de cambio real multilateral peruano de manera empírica. Para ello se analizaron las correlaciones dinámicas entre ambas variables en forma anual.

Gráfico No. 8



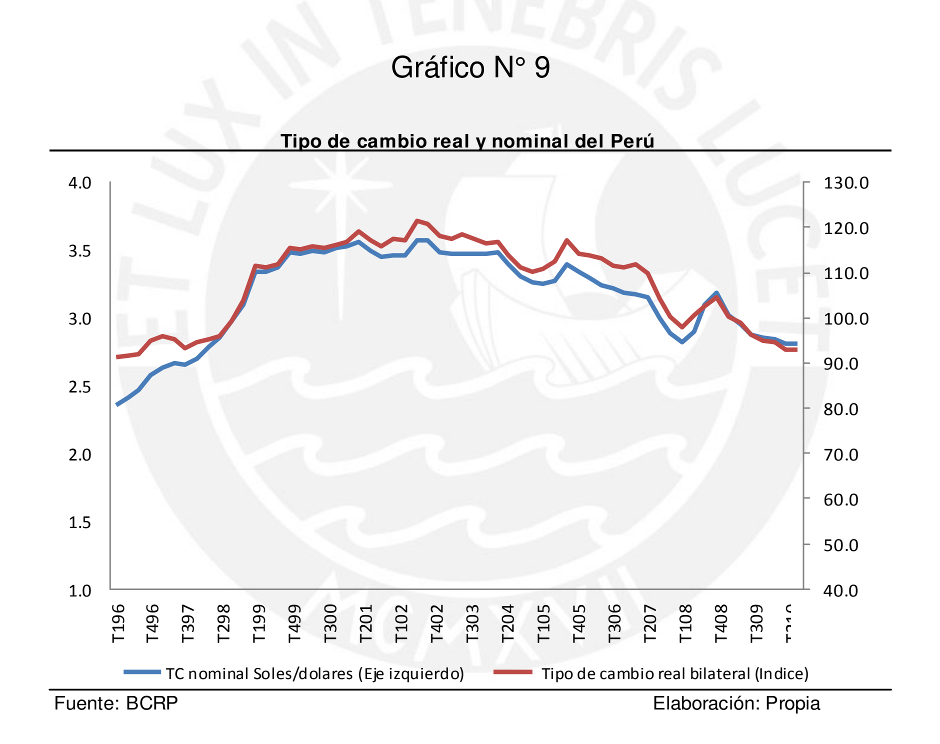
Se observa que la correlación es negativa y es contemporánea para los datos anuales empleados en esta parte; además, dicha correlación es significativa.

Es preciso señalar dos hechos estilizados importantes. En primer lugar, de acuerdo al Reporte de Inflación del BCRP de setiembre del 2015 el tipo de cambio real multilateral del Perú y de Chile son los menos volátiles de la región, a partir de un análisis de la desviación



estándar de ambas series; en contraposición, el reporte señala que ambas economías presentan mayor volatilidad de los términos de intercambio entre algunas economías de la región. Esto implicaría—a priori—una relación bastante débil entre los términos de intercambio y el tipo de cambio real; o en todo caso, que el tipo de cambio real es gobernado por otros efectos. En segundo lugar, es preciso señalar que el tipo de cambio real bilateral y el tipo de cambio nominal presentan un comportamiento similar en las últimas décadas, por lo que extrapolar la evidencia hallada en esta parte del trabajo para el tipo de cambio nominal no sería un error.

Gráfico N° 9



Fuente: BCRP Elaboración: Propia

Resta constatar o descartar es la existencia de una relación de largo plazo entre ambas variables, para de acuerdo a ello concluir que tan volátil es el TCR a las variaciones de los Términos de Intercambio.

III.3 Tipo de cambio y los Términos de intercambio: hipótesis.



En el caso anterior se estimaron los fundamentos de los Términos de Intercambio (TI). Ahora, en esta etapa complementaria se pretende encontrar la magnitud del impacto (o sensibilidad) del Tipo de Cambio Real ante las variaciones de los TI. Con los aportes de la teoria revisada, se plantea la siguiente hipotesis:

- Los TI de la economía peruana influyen de manera positiva sobre el tipo de cambio real de la economía peruana; esto implica que un shock positivo de los TI de la economía incrementan el índice de tipo de cambio real, lo cual constituye una depreciación. Por lo tanto, se espera que el coeficiente del regresor de la variable exógena TI del Perú sea negativa. Por lo demás, se busca conocer la intensidad y persistencia de los shocks de los TI sobre el tipo de cambio real peruano; es decir validar, de acuerdo a la teoría empleada por Cashin, Céspedes y Sahay (2003), si la moneda peruana es una moneda *commodity* o no. También se realiza el ejercicio econométrico con la variable del numerador de los TI, el índice de precios de las exportaciones. Esto busca aislar el efecto de la importación de otras materias primas que podrían sobreestimar el efecto esperado del ratio de precios. En concreto, se asume que el índice de precios de las importaciones—el denominador de los TI—no varía significativamente pues se trata de bienes manufacturados con precios más estables.

Las ecuaciones que representan la hipótesis planteada serian como sigue:
Tipo de cambio real = f (Términos de intercambio)
Tipo de cambio real = f (Precios de exportaciones)

III.4 Metodología aplicada

El análisis aplicado en esta parte también es el planteado por Engle y Granger (1987) para garantizar la existencia de una relación de largo plazo estable o de cointegración. Se plantea la siguiente ecuación preliminar que busca explicar la sensibilidad del tipo de cambio real—multilateral y bilateral— a partir de los movimientos de los términos de intercambio, usados en la etapa precedente, y también utilizando solo los precios de las exportaciones, a través de la proxy del Índice de Precios de las exportaciones, con año base 2007. En esta ecuación preliminar, son los residuos ε_t los que se analizan para luego trasladarlos al modelo de corrección de errores final.



$$LOG_TCR_t = \alpha_0 + \alpha_1 LOG_TI_t + \varepsilon_t$$

$$LOG_TCR_t = \alpha_0 + \alpha_1 LOG_PX_t + \varepsilon_t$$

Donde:

LOG_TI: es el logaritmo de los Términos de Intercambio Peruanos

LOG_PX: es el logaritmo del índice de precios de las exportaciones

LOG_TCR: es el logaritmo del índice del tipo de cambio real. Se analizan dos casos, el tipo de cambio real multilateral y bilateral.

ε: es el residuo de la regresión.

La serie de la variable TI es la misma empleada en la etapa previa. El índice de precios de las exportaciones se obtiene de las series disponibles en el BCRP, con año base 2007. La variable TCR para el Perú, esta medido por el Índice de Tipo de Cambio Multilateral y el Índice de Tipo de cambio Bilateral que se encuentran disponibles en las series estadísticas del BCRP, el cual fue tomado desde el año 1992 de forma trimestral[28], con lo cual se evade la fuerte alteración del tipo de cambio producto de los ajustes macroeconómicos producidos durante el primer quinquenio de los años noventa.

A continuación se realiza el análisis individual de ambas series para verificar la existencia de raíz unitaria. Cabe recordar que para el caso de la serie de los términos de intercambio ello ya se había realizado.

Tabla N° 4

Tests de Raíz Unitaria y Análisis de Estacionariedad

[28] De acuerdo a la medición del BCRP, el tipo de cambio real multilateral se obtiene multiplicando el tipo de cambio nominal del nuevo sol respecto a la canasta de socios comerciales (Nuevo Sol /canasta) por el coeficiente entre la inflación externa y el IPC del Perú. De forma equivalente se calcula el índice del tipo de cambio real bilateral, solo para EEUU y el dólar. La inflación externa es el promedio ponderado de las inflaciones de los 20 principales socios comerciales.



Análisis de Estacionariedad

Series	ADF	ERS
LOG_TI_PERÚ		
Nivel	I(1)	I(1)
1ra diferencia	I(0)	I(0)
LOG_PX		
Nivel	I(1)	I(1)
1ra diferencia	I(0)	I(1)
LOG_TCR_PERÚ Multilateral		
Nivel	I(1)	I(1)
1ra diferencia	I(0)	I(0)
LOG_TCR_PERU Bilateral		
Nivel	I(1)	I(1)
1ra diferencia	I(0)	I(0)

Nuevamente a partir del test de Elliot-Rottenberg-Stock, se puede concluir que las variables LOG_TI_PERU y LOG_TCR_PERU Multilateral no son estacionarias y son integradas de grado 1, con lo cual se cumple con el requisito para realizar el estudio de cointegración entre estas dos series. Para el caso del índice de precios de exportaciones, LOG_PX, al poseer raíz unitaria en niveles y en diferencia se descartaría que cointegre con la series de tipo de cambio real.

Luego se procedió a realizar una simple regresión por Mínimos cuadrados ordinarios (MCO) entre ambas series, de acuerdo a la ecuación arriba establecida para analizar los residuos de dicha regresión.

Los resultados de esta estimación son los siguientes:

Tabla N°5



Dependent Variable: LOG_TCR_PERU
Method: Least Squares
Date: 10/30/13 Time: 19:55
Sample: 1992Q1 2009Q4
Included observations: 72

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_TI_PERU	0.065322	0.046294	1.411003	0.1627
C	4.298778	0.214390	20.05116	0.0000

R-squared	0.027655	Mean dependent var	4.601153
Adjusted R-squared	0.013765	S.D. dependent var	0.053699
S.E. of regression	0.053328	Akaike info criterion	-2.997316
Sum squared resid	0.199073	Schwarz criterion	-2.934075
Log likelihood	109.9034	Durbin-Watson stat	0.224394
F-statistic	1.990930	Prob(F-statistic)	0.162673

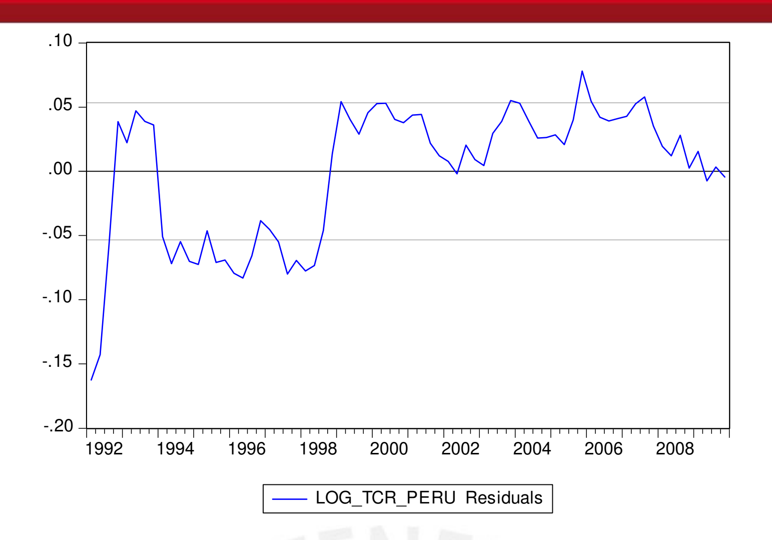
Nótese la baja significancia del regresor de la variable independiente *LOG_TI_PERU*, y que además no presenta el signo negativo esperado, y también presenta bajo nivel de explicación del modelo, ya que el R^2 es muy bajo. Estos datos sirven para concluir preliminarmente que la relación de cointegración entre ambas variables no es muy significativa. Dicho ello, tenemos que el modelo de largo plazo de comportamiento del tipo de cambio real seguiría la siguiente forma:

$$LOG_TCR_PERU_t = 0.065 * LOG_TI_PERU_t + 4.298$$

A continuación se presentan gráficamente los residuos de la estimación:

Gráfico No. 9





La inspección gráfica sugiere que los residuos son estacionarios. Sin embargo, se realizó la prueba formal de raíz unitaria de Dickey Fuller aumentado para garantizar la estacionaridad.

Null Hypothesis: RESID has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		**-3.404121**	0.0009
Test critical values:	1% level	-2.597939	
	5% level	-1.945456	
	10% level	-1.613799	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Dado que el estadístico de Dickey-Fuller aumentado presenta un valor mayor que los valores críticos de MacKinnon en todos los niveles, se rechaza que los residuos tengan raíz unitaria. Ello garantiza la existencia de cointegración entre las variables analizadas.

Finalmente se plantea el vector de corrección de errores para el que se usa los residuos encontrados, aquí llamados "*RRESID*". Dicho mecanismo se plantea de la siguiente forma:



$$\Delta LOG_TCR_t = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta LOG_\mathrm{TI}_t + \varepsilon_{t-1} RRESID$$

En esta ecuación, Δ significa la primera diferencia de las variables *LOG_TCR* y *LOG_TI*. Asimismo, ε_{t-1} es el mecanismo de corrección del error ante los desequilibrios que se produzcan en *LOG_TCR* ante cambios en *LOG_TI*, en esa misma línea ε_{t-1} es el ajuste de corto plazo; si dicho parámetro está más cerca de 1, implicará un ajuste más rápido hacia el equilibrio. Los resultados de dicha estimación se muestran a continuación:

Tabla N° 6

Dependent Variable: D_LOG_TCR_PERU
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1992Q2 2009Q4
Included observations: 71 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D_LOG_TI_PERU	0.002075	0.062493	0.033206	0.9736
RRESID	-0.173900	0.052774	-3.295202	0.0016
C	0.002406	0.002789	0.862930	0.3912

R-squared	0.138415	Mean dependent var	0.002401
Adjusted R-squared	0.113074	S.D. dependent var	0.024905
S.E. of regression	0.023454	Akaike info criterion	-4.626185
Sum squared resid	0.037407	Schwarz criterion	-4.530579
Log likelihood	167.2296	Durbin-Watson stat	1.468621
F-statistic	5.462149	Prob(F-statistic)	0.006312

A partir de los resultados encontrados se puede deducir que el mecanismo de corrección de errores RRESID es significativo y presenta el signo esperado. La ecuación con los valores estimados quedaría de la siguiente forma:



$$\Delta LOG_TCR_PERU_t = 0.0020^{*}\ \Delta LOG_TI_PERU_t - 0.1738^{*}RRESID_t + 0.0024$$

(0.9736) (0.0016)

No obstante lo anterior, el coeficiente de los términos de intercambio no presenta el signo negativo esperado y además presenta una significancia muy baja. También se realizó el experimento introduciendo un rezago a la variable *LOG_TI_PERU*, obteniendo resultados mucho menos significativos, e incluso con un valor de R^2 mucho menor[29]. De acuerdo a la teoría, la mejora de los términos de intercambio no tendría el efecto apreciatorio que se plantea. En el presente caso, el valor del coeficiente del mecanismo de corrección de errores es negativo, ya que ante cambios producidos por la variación de los términos de intercambio, habrá una reacción positiva del tipo de cambio real peruano, y el mecanismo de corrección actuará corrigiendo ese desequilibrio en el siguiente periodo t. Dicha corrección implica que alrededor del 17.4% se corrige trimestre tras trimestre. Entonces, si bien la estacionariedad de los residuos justifica la existencia de una relación de largo plazo, dicha relación carece de significancia estadística.

Teniendo en consideración los resultados previos, se analizó la existencia de una relación de cointegración entre los términos de intercambio y el tipo de cambio real bilateral. De acuerdo a la tabla 4, ambas series presentan el mismo grado de integración, por lo cual podría realizarse la evaluación de la cointegracion. En primera instancia se realizó una regresión entre ambas variables, de lo que se obtuvo el signo negativo esperado—a diferencia del caso del tipo de cambio real multilateral— para los términos de intercambio, pero con poca significancia estadística.

Tabla N° 7

VARIABLE DEPENDIENTE: LOG_TCRBI
Method: Least Squares
Date: 09/28/15 Time: 15:23
Sample (adjusted): 1992Q1 2010Q4
Included observations: 76 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5.719676	0.327689	17.45456	0.0000
LOG TI	-0.229684	0.070535	-3.256317	0.0017

29 Ver en anexos los resultados de esta otra regresión.



R-squared	0.125333	Mean dependent var	4.653141
Adjusted R-squared	0.113513	S.D. dependent var	0.095239
S.E. of regression	0.089671	Akaike info criterion	-1.959379
Sum squared resid	0.595024	Schwarz criterion	-1.898044
Log likelihood	76.4564	Hannan-Quinn criter.	-1.934866
F-statistic	10.6036	Durbin-Watson stat	0.088462
Prob(F-statistic)	0.001704		

Seguidamente se analiza el comportamiento de los residuos de esta regresión para verificar la existencia de cointegración; en concreto, se analizan si la serie de los residuos presenta raíz unitaria. A partir del test de raíz unitaria, se concluye que la serie no es estacionaria. Así, no habría cointegración entre ambas series.

Tabla N°8

Null Hypothesis: ERROR has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.002748	0.0439
Test critical values:	1% level	-2.59616	
	5% level	-1.945199	
	10% level	-1.613948	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Teniendo en cuenta que desde el punto de vista econométrico no existe cointegración entre los términos de intecambio y el tipo de cambio real multilateral y tampoco con el bilateral, bajo diferentes causas.

Luego, de forma complementaria al análisis previo, se realiza la evaluación de la causalidad. Con ello se intenta descartar en última instancia que los términos de intercambio mantengan alguna relación de largo plazo con el tipo de cambio real, es decir si lo “causan”; o si por el contrario la causalidad viene desde el tipo de cambio real hacia los términos de intercambio (algo poco probable desde cualquier punto de vista teórico); todo lo anterior es conocido como causalidad unidireccional. Existen casos de causalidad bidireccional cuando hay una retroalimentación mutua entre ambas variables.



Finalmente, se tiene el caso en el que ambas son independientes y no existe mayor influencia de una sobre la otra. La estimación de la dirección de la causalidad se realiza utilizando el método de causalidad de Granger. Las hipótesis nulas no deberían cumplirse para que exista al menos un tipo de causalidad. Los resultados mostrados a continuación sugieren que no existe ninguna causalidad en ninguna dirección, por lo tanto, las variables son significativamente independientes:

Tabla N° 7

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 10/31/13 Time: 17:18

Sample: 1992Q1 2009Q4

Lags: 10

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
LOG_TI_PERU does not Granger Cause LOG_TCR_PERU	62	0.62789	0.7813
LOG_TCR_PERU does not Granger Cause LOG_TI_PERU		0.64492	0.7668

Los altos valores de las probabilidades (0.78 y 0.76, respectivamente) sostienen que los términos de intercambio no son causantes de cambios en el tipo de cambio real, ni tampoco el tipo de cambio real es causante de los términos de intercambio. Existe fuerte independencia entre ambas variables. Este resultado se puede relacionar con la regresión inicialmente realizada en la que se observó una baja significancia del regresor que acompañaba a los términos de intercambio (0.16 de probabilidad); asimismo, un bajo R^2 en dicha regresión—0.027 aproximadamente— indica que el comportamiento del tipo de cambio real es explicado por otros factores mucho más significativos que los términos de intercambio y los precios de los *commodities*. Entonces, en términos de la teoría presentada por Cashin, Céspedes y Sahay (2003), la moneda peruana no sería una "moneda *commodity*"[30].

[30] Es necesario indicar que en el trabajo realizado por los autores, encontraron un resultado similar para el Perú, es decir, el tipo de cambio real peruano no presentaba una relación de largo plazo con el precio de los *commodities*.



Complementariamente, se analizó el impacto de la serie del índice de precios de las exportaciones. Si bien la tabla N°4 indicó que dicha serie tenia raíz unitaria y por teoría no podría cointegrarse, se realizó la regresión de esta serie con el tipo de cambio real bilateral para analizar los residuos y verificar cointegración, nuevamente.

Tabla N° 8

VARIABLE DEPENDIENTE: LOG_TCRBI
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1996Q1 2010Q4
Included observations: 60 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4.882413	0.064348	75.87505	0
LNPX	-0.053612	0.01626	-3.297111	0.0017

R-squared	0.157845	Mean dependent var	4.673328
Adjusted R-squared	0.143325	S.D. dependent var	0.091395
S.E. of regression	0.084592	Akaike info criterion	-2.069194
Sum squared resid	0.415035	Schwarz criterion	-1.999383
Log likelihood	64.07583	Hannan-Quinn criter.	-2.041887
F-statistic	10.87094	Durbin-Watson stat	0.069826
Prob(F-statistic)	0.001671		

A pesar de que el coeficiente muestra el signo esperado, su significancia estadística no es muy elevada. Luego, se analizan los residuos de esta regresión, para verificar su estacionariedad y así descartar la posibilidad de cointegración. A partir del test de raíz unitaria, se encuentra que los residuos presentan raíz unitaria. Al igual que el resultado de Tashu (2015), no se puede evidenciar un impacto de los precios de las exportaciones sobre el tipo de cambio real, y habría otros determinantes más relevantes a considerar.

Tabla N° 9

Null Hypothesis: ERROR2 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.807905	0.9588
Test critical values:	1% level	-4.121303	
	5% level	-3.487845	
	10% level	-3.172314	



*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

III.5 Principales hallazgos

El estudio encontró una débil relación de largo plazo entre los términos de intercambio y nuestro tipo de cambio real multilateral, siendo ésta positiva (signo contrario al esperado) y con una sensibilidad de alrededor de 0.002. Ello sería corregido en un periodo siguiente en alrededor de 0.7%, vía el mecanismo de corrección de errores. Asimismo, se puede concluir que las variables son independientes entre sí, y en ello, los tests de causalidad fueron altamente concluyentes.

En el caso del tipo de cambio real bilateral—más preciso para analizar la relación con el dólar—si se obtuvo el signo esperado para los términos de intercambio, pero con poca significancia e inexistencia de cointegración o relación de largo plazo. De acuerdo a Frankel (2007), si el efecto de los términos de intercambio no es determinante o no existe cointegración con el tipo de cambio real, alguna variable proxy para el ingreso de la economía sería más relevante. El nulo efecto que tendrían los términos de intercambio sobre el tipo de cambio real implicaría que la economía absorbe el shock de una mejora de los términos de intercambio a través de los sectores no transables.

III.6 Algunas inferencias

En primer lugar es importante destacar la inexistencia de una relación de largo plazo entre los términos de intercambio y el tipo de cambio real pues ambas variables resultaron independientes entre sí. En segundo lugar, el signo del coeficiente para los términos de intercambio no fue el esperado. De acuerdo a la evidencia hallada por Cashin, Céspedes & Sahay (2003), también se hallaron algunas elasticidades positivas que incumplían con los planteamientos teóricos para ciertos países[31]. Los tipos de cambio reales en estas economías se encontraban fuertemente sobrevalorados, lo cual era corregido con severas devaluaciones nominales, alterando posteriormente la relación de largo plazo entre las series del tipo de cambio real con los precios de los *commodities*. En el caso del tipo de

[31] Tal fue el caso de Camerún, Costa de Marfil y Siria



cambio real peruano, se observa una fuerte depreciación al inicio de los años 90, como consecuencia de la hiperinflación, lo cual luego sería corregido con el cambio de moneda. En este caso, dichos eventos habrían alterado la relación de largo plazo entre ambas variables en estudio; no obstante, la muestra que se utilizó para el presente análisis empieza en el año 1992, luego de las correcciones del tipo de cambio.

Por otro lado, se intentó afinar el análisis incluyendo la serie del índice de precios de las exportaciones en lugar de los términos de intercambio. A pesar de que el signo de la elasticidad fue el esperado, la significancia fue baja y no se obtuvo evidencia de cointegración de esta serie con el tipo de cambio real. De acuerdo a Tashu (2015), la renta de factores aumenta con los mayores precios de las exportaciones, lo cual termina paliando el efecto apreciativo inicial. Así, el presente trabajo encuentra que la moneda peruana no es una “moneda *commodity*”.

Además, según el BCRP (2015)[32] el tipo de cambio real debe permitir que la balanza de pagos se mantenga equilibrada ante los shocks de precios de los términos de intercambio. Por ello es que para mantener la cuenta corriente equilibrada en la balanza comercial y la renta neta de factores, el tipo de cambio real no debe ser alterado por estos shocks. También es pertinente anotar que la balanza comercial peruana es más sensible a los términos de intercambio que al tipo de cambio nominal, a diferencia de las teorías más difundidas, entre ellas la condición de Marshall-Lerner.

De los resultados y los trabajos empíricos revisados se pueden discutir tres temas, todos ellos ligados a la aparente independencia del tipo de cambio real peruano respecto a las evidentes variaciones que presentan los términos de intercambio a lo largo del tiempo, especialmente a través de los precios de los *commodities*. En primer lugar, hay un efecto estructural que corrigió las enormes distorsiones que la moneda peruana sufrió en los años previos a la década de los noventa por la hiperinflación desatada, y esto dio a través de un shock que estabilizó el tipo de cambio nominal. Por ello, y al igual que en Rodríguez & Winkelried (2011), se tomó como muestra el tipo de cambio real luego del citado ajuste correctivo. En segundo lugar, como se señala en Rodríguez & Winkelried (2011), hay fundamentos que explican el tipo de cambio real con diferente intensidad teniendo en cuenta distintos tipos de shocks, como la crisis rusa que depreció de finales de los noventa

[32] Ver Reporte de Inflación del Banco Central de Reserva correspondiente a Setiembre 2015. Recuadro 4. Página 104.



que depreció la moneda y la crisis financiera del 2008 que apreció la moneda. Para ambos casos, los determinantes—entre ellos los términos de intercambio—varían en su contribución, siendo esta mayor en los periodos de depreciación; ello sugiere un tratamiento diferenciado del tipo de cambio real en sus diferentes ciclos o bajo diferentes tipos de shocks externos.

Y en tercer lugar, Tashu (2015) y Rodríguez & Winkelried (2011) coinciden en que la estabilidad del tipo de cambio real y su poca reacción ante shocks de los términos de intercambio se puede explicar por el rol activo del Banco Central en estabilizar el tipo de cambio nominal y mantener controlada la inflación. Ambos objetivos los cumple a través de las intervenciones esterilizadas que realiza al tipo de cambio nominal y que complementa con la política monetaria ejercida a través de la tasa de interés de referencia, la cual además estabiliza la inflación. La repercusión de la flotación "sucia" del tipo de cambio, el ejercicio de la tasa de interés y el esquema de metas de inflación sobre el tipo de cambio real es directa.

IV. Conclusiones finales

El objetivo del presente trabajo era estudiar la relación existente entre los términos de intercambio del Perú con tres determinantes: el tipo de cambio real de EEUU, la tasa de interés real libor, y el índice de actividad PMI de EEUU. Seguidamente, se midió el impacto de los términos de intercambio sobre el tipo de cambio real peruano. Todo ello debido a la alta concentración de las exportaciones peruanas en torno a las materias primas —principalmente productos mineros— y la alta importancia que representan los ingresos provenientes de dichas exportaciones para el crecimiento de la economía nacional.

En la primera parte se encontró que los cambios en las paridades mundiales, aproximadas por el tipo de cambio real de EEUU, tenían un efecto poco significativo pero favorable en los términos de intercambio. En periodos en los que la moneda estadounidense pierde poder adquisitivo es esperable que la economía peruana se vea beneficiada por la mejora de sus términos de intercambio. Por otro lado, la tasa de interés libor y el índice de producción PMI producen un efecto débil y poco considerable sobre los términos de intercambio. De ambas, la tasa de interés libor es la que menos afecta los términos de intercambio, minimizando el mecanismo de transmisión vía especulación y *carry trade*, para



el caso peruano. En la segunda parte del estudio, se encontró que los términos de intercambio peruanos no presentan una relación de largo plazo con el tipo de cambio real. En este caso, son otros los fundamentos que afectan en mayor medida al tipo de cambio real nacional; en este punto se hace necesario analizar las productividades relativas de los sectores transables, el nivel de apertura comercial, la deuda externa neta, entre otros, en una futura investigación. Asimismo, también es necesario considerar el efecto estadístico de la serie de tipo de cambio real, la cual presenta un fuerte quiebre a inicios de los años 90 producto de la elevada inflación y el cambio de moneda; todo ello podría haber mellado la relación de largo plazo entre el tipo de cambio real y los términos de intercambio.

Dos factores intrínsecos vulneran la economía peruana. En primer lugar, como se planteó al inicio, la alta concentración de las exportaciones en materias primas hace que el crecimiento económico sea vulnerable ante shocks externos. La balanza comercial de la cuenta corriente se vuelve muy sensible a los términos de intercambio; incluso más sensible que al tipo de cambio nominal. Y en segundo lugar, la alta correlación que existe entre los mismos términos de intercambio y el ingreso nacional —además de la balanza comercial—.

De acuerdo a Hausmann y otros (2013), encontrar oportunidades de diversificación implica distintas reformas que permitan reunir conocimientos y habilidades. De esta forma, se puede acceder a producir más bienes y con mayor nivel de sofisticación. La recomendación política es clara: generar un ambiente en el que puedan crearse nuevas y diversas actividades que prosperen, especialmente enfocándose en aquellas actividades más complejas y que puedan ir abriendo espacios para más actividades. Hausmann ve la complejidad de los productos como bosques densos en los que las actividades productivas y los bienes están cercanos, y nuevas actividades son factibles de producir cuanto más cercanos estén. Desde esta visión, el panorama actual de exportaciones peruanas se encuentra en un bosque poco denso y que brinda pocas oportunidades de explorar bienes cercanos. En esa línea apunta el actual Plan Nacional de Diversificación Productiva (PNDP), promovido por el Ministerio de la Producción, que busca nuevos motores de crecimiento para la economía peruana. Ciertamente, las reformas para recomponer la canasta exportadora son de largo aliento.

Actualmente, existen políticas monetarias sin precedentes en las economías mundiales, las mismas que alteran las paridades de poder de compra y las demandas mundiales. El esfuerzo del presente trabajo apunta en la dirección de internalizar estos shocks y



adelantarse a estos a través de políticas monetarias y cambiarias que suavicen dichos shocks en la economía local, como bien viene haciéndolo el Banco Central de Reserva.

Finalmente, el presente trabajo deja espacio para posibles investigaciones o extensiones del presente estudio. En primer lugar, luego de haber realizado el análisis de los términos de intercambio frente al tipo de cambio real y el índice de producción industrial PMI, ambos de EEUU, queda pendiente realizar un análisis análogo para el caso de China, de la Unión Europea u otro socio comercial de importancia. Con ello se podrían obtener las elasticidades correspondientes para cada economía consumidora de materias primas, y así tener un panorama más completo de las paridades que afectan más a los términos de intercambio. Un mayor análisis del tipo de cambio real nacional podría incluir otros fundamentos propuestos por teoría, como la deuda externa neta, las productividades sectoriales, la dolarización, entre otros.

Referencias bibliográficas

Blanchard, Olivier. (1997) "Macroeconomía". Madrid: Prentice Hall. (1997) 648 p.

Borensztein, Eduardo y Carmen Reinhart, (1994), "The macroeconomic determinants of *commodity* prices", IMF staff paper 41(2).

Cashin, Paul, Luis Felipe Céspedes y Ratna Sahay, (2003), "*Commodity* Currencies and the Real Exchange Rate". Central Bank of Chile Working Papers. No. 236

Cashin, Paul y C. John McDermott, (2001), "The Long-Run Behavior of *Commodity* Prices: Small Trends and Big Variability". IMF Staff Papers, Vol. 49, pp. 175–99

Cassel, Gustav (1918). "Abnormal Deviations in International Exchanges". Economic Journal, Vol. 28.



CEPAL (2010), "El tipo de cambio real de equilibrio: un estudio para 17 países de América Latina". Serie Macroeconomía del Desarrollo No. 82

Dancourt, Oscar (2008). "Choques externos y política monetaria". Documento de Trabajo 269. Pontificia Universidad Católica del Perú.

De Gregorio, José (2007), Macroeconomía: Teoría y políticas. Pearson Educación, primera edición. México.

De Gregorio, José, Hermann Gonzales & Felipe Jaque, (2005), "Fluctuaciones del Dólar, Precio del Cobre y Términos de Intercambio". Central Bank of Chile Working Papers. No. 310.

De Gregorio, José & Hugo Wolf, (1994), "Terms of Trade, Productivity, and The Real Exchange Rate". NBER Working Paper Series, Working Paper No. 4807. Cambridge, MA.

Dornbusch, Rudiger, Stanley Fischer & Richard Startz (2009). "Macroeconomía". McGraw-Hill. 7ma Edición. Mexico DF.

Dornbusch, Rudiger, (1985), "Policy and Perfomance Links Between LDC Debtor and Industrial Nations," Brooking Papers on Economic Activity, Vol. 2, pp. 305-56.

Druck, M. P., Magud, M. N. E., & Mariscal, R. (2015). "Collateral Damage: Dollar Strength and Emerging Markets' Growth" (No. 15-179). International Monetary Fund.



Enders , Walter. (2009) "Applied Econometric Times Series", 3rd Edition. University of Alabama.

Engle, Robert. F. & Clive W.J. Granger (1987). "Co-integration and error correction: representation, estimation and testing." *Econometrica*, vol. 55, pp. 251-76.

Ferreyra, Jesús & Jorge Salas (2006). "Tipo de Cambio Real de Equilibrio en el Perú: Modelos BEER y construcción de bandas de confianza". *Banco Central de Reserva del Perú*. Serie de Documentos de trabajo N° 2006-06

Frankel, J. (2007). "On the rand: Determinants of the South African exchange rate". South African Journal of Economics, 75(3), 425-441.

Frankel, Jeffrey (2006), "The Effect of Monetary Policy on Real Commodity Prices". NBER Working Paper Series, Working Paper No. 12713. Cambridge, MA.

Gilbert, Christopher, (1989), "The impact of Exchange Rates and Developing Country Debt on *Commodity* Prices". *The Economic Journal*, Vol. 99, No. 397 (Sep., 1989), pp. 773-784.

Gorman, William M. (1959), "Separable Utility and Aggregation". *Econometrica*. Noviembre 1959, pp 469-481.

Hausmann, Ricardo, César Hidalgo, Sebastián Bustos, Michele Coscia, Alexander Simoes y Muhammed A. Yildirim (2013). "Atlas of Economic Complexity: Mapping paths to prosperity". MIT Press.

Johansen, Soren (1988). "Statistical Analysis of Cointegration Vectors". Journal of Economic Dynamics and Control.



Keyfitz, Robert (2004), "Currencies and Commodities: modeling the impact of exchange rates on *commodity* prices in the world market," Development Prospects Group.

Montiel, Peter J. (2009). "International Macroeconomics". Malden, MA : Wiley-Blackwell, 2009.

Perron, Pier y Gabriel Rodríguez (2003). " GLS detrending, efficient unit root tests and structural change". Journal of Econometrics No.115.

Ridler, Duncan. y Cristopher A. Yandle, (1972), "A simplified method for analyzing the effects of exchange rate changes on exports of a primary *commodity*." IMF Staff Papers, vol. 19, pp. 559-78.

Rodríguez, Donita y Diego Winkelried, (2011). "¿Qué explica la evolución del tipo de cambio real de equilibrio en el Perú?". Banco Central de Reserva del Perú. Revista Moneda N°147.

Rojas, Bernardo D. y Emiliano Fernández, (2001), "Determinantes del Tipo de Cambio Real en Paraguay (1970-2000)". Gerencia de Estudios Económicos – Banco Central del Paraguay.

Sjaastad, Larry y Fabio Scacciavillani, (1996), "The price of gold and the exchange rate," Journal of International Money and Finance, 15: 879-97.

Tashu, Melesse. (2015) "Drivers of Peru's Equilibrium Real Exchange Rate: Is the Nuevo Sol a Commodity Currency?". No. 15-26. International Monetary Fund, 2015.



Tovar, Patricia y Alejandro Chuy, (2000), "Términos de Intercambio y ciclos económicos: 1950-1988". En Revista de Estudios Económicos del BCRP N° 6.

Varian, Hal (1993), "Análisis microeconómico". Antoni Bosch, Tercera Edición.



Anexos

Anexo 1: Correlaciones dinámicas de los hechos estilizados

Tiempo	% PBI EEUU	P value	% PBI Japón	P value	%PBI UE	P value	%PBI China	P value
-5	0.062	0.795	-0.246	0.295	0.301	0.197	-0.405	0.077
-4	0.222	0.346	-0.151	0.526	0.073	0.758	-0.066	0.783
-3	-0.056	0.815	-0.292	0.211	-0.083	0.729	0.160	0.501
-2	-0.283	0.226	-0.436	0.055	-0.331	0.155	-0.002	0.993
t-1	-0.291	0.214	-0.368	0.110	-0.332	0.153	0.089	0.710
t	0.008	0.973	-0.012	0.960	0.212	0.369	0.293	0.210
t+1	0.023	0.924	-0.068	0.777	-0.045	0.849	-0.050	0.836
2	0.187	0.431	-0.032	0.893	0.075	0.754	-0.208	0.380
3	-0.079	0.740	-0.129	0.589	0.243	0.301	0.111	0.641
4	-0.131	0.583	-0.563	0.010	-0.044	0.855	0.168	0.479
5	-0.115	0.629	-0.379	0.099	-0.317	0.173	0.141	0.554

Elaboración propia



Tiempo	TCR China	P-value	TCR EEUU	P-value	TCR UE	P-value	TCR Japón	P-value
-5	0.927	0.000	0.470	0.036	-0.378	0.100	-0.888	0.000
-4	0.878	0.000	0.645	0.002	-0.540	0.014	-0.784	0.000
-3	0.835	0.000	0.674	0.001	-0.364	0.115	-0.708	0.001
-2	0.788	0.000	0.523	0.018	-0.118	0.621	-0.567	0.009
t-1	0.750	0.000	0.384	0.095	0.024	0.920	-0.479	0.033
t	0.773	0.000	0.220	0.350	0.174	0.463	-0.435	0.055
t+1	0.755	0.000	-0.183	0.440	0.433	0.056	-0.270	0.251
2	0.561	0.010	-0.432	0.057	0.421	0.065	-0.105	0.660
3	0.510	0.022	-0.459	0.042	0.262	0.264	0.140	0.557
4	0.447	0.048	-0.337	0.147	0.193	0.415	0.251	0.286
5	-0.129	0.587	-0.336	0.148	0.228	0.335	0.390	0.089

Elaboración propia

Tiempo	Tasa Libor	P Value
-5	0.669	-0.075
-4	0.044	-0.177
-3	-0.283	-0.231
-2	-0.337	-0.318
t-1	-0.617	-0.593
t	-0.247	-0.483
t+1	0.418	-0.262
2	-0.068	-0.156
3	0.708	-0.098
4	-0.137	-0.230
5	-0.520	-0.422

Elaboración propia

Tiempo	TCR Perú	P- Value
-5	-0.2012327	0.4903
-4	-0.2669982	0.3561
-3	-0.3787607	0.1817
-2	-0.4241176	0.1307
t-1	-0.6220852	0.0175
t	-0.7441175	0.0023
t+1	-0.2404332	0.4077
2	0.28204802	0.3286
3	0.41894785	0.136
4	0.52925526	0.0516
5	0.58902769	0.0267

Elaboración propia

Anexo 2: Derivación ecuacional de la metodología de Cashin, Céspedes y Sahay (2003)



De acuerdo a los autores, las condiciones iniciales son las siguientes:

(i) Producción de la economía doméstica:

Existen dos sectores en la economía doméstica, un sector produce un bien exportable primario—*commodity*—, y otro sector productor de bienes no transables para ser consumidos internamente. Ambos bienes solo requieren del factor trabajo; por ello, el bien primario exportable siguen una función de producción de la forma:

$$Y_X = a_X L_X$$

Siendo L_X la cantidad de trabajo demandada para producir este bien primario y a_X es la medida de la productividad del trabajo en este sector. De igual forma, para el sector no transable, la producción del bien viene dado por:

$$Y_N = a_N L_N$$

Aquí, a_N captura la productividad del trabajo en este sector y L_N es el trabajo demandado en este sector. Como hay perfecta movilidad del trabajo entre estos sectores, el salario es el mismo en ambos sectores (w). La maximización del beneficio de las formas brinda los resultados usuales:

$$P_X = \frac{w}{a_X}, P_N = \frac{w}{a_N}$$

Donde P_N y P_X son los precios de los respectivos bienes. En un contexto de equilibrio, la productividad marginal del trabajo debe igualar los salarios reales en cada sector, el precio del *commodity* es exógeno para las firmas de este sector. Entonces, se reescribe el precio del no transable como funciono del precio del bien primario exportable:

$$P_N = \frac{a_X}{a_N} P_X \qquad (1)$$

De aquí se desprende que los precios relativos P_N/P_X solo se determinan por diferencias en tecnologías a_X/a_N y son independientes de condiciones de demanda. Un aumento de P_X aumentará el sueldo en ese sector (w).

(ii) Consumo doméstico

Todos los individuos de la economía doméstica ofrecen su trabajo de manera elástica ($L=L_X+L_N$) y consumen un bien transable y otro no transable. El bien transable es importado del resto del mundo y no es producido localmente. Cada individuo maximiza su utilidad consumiendo el bien transable y no transable. Entonces, el consumo agregado de la economía seria:



$$C = kC_N^{\gamma} C_T^{1-\gamma}$$

Donde CN representa el consumo del bien no transable y CT el consumo del bien importado o transado. k es una constante irrelevante. El costo mínimo de una unidad de consumo está dado por:

$$P = P_N^{\gamma} P_T^{1-\gamma} \qquad (2)$$

Donde P_T es el precio en moneda local del bien importado. P sería un índice de precios al consumidor doméstico. La ley de un solo precio aplicaría para el bien importado:

$$P_T = \frac{P_T^*}{E}$$

Donde E es el tipo de cambio nominal, y P_T^* es el precio del bien importado en moneda extranjera.

(iii) Consumo y producción extranjera

El buen primario o *commodity* mencionado para la economía doméstica no se consume en esta; pero si por la economía extranjera. Esta economía presenta tres sectores distintos: un sector no transable, un sector intermedio, y un sector de bienes finales. El bien no transable es consumido y producido por los extranjeros usando solo el factor trabajo; la función de producción para este bien seria:

$$Y_N^* = a_N^* L_N^*$$

Aquí a_N^* sería la productividad del trabajo, y L_N^* seria la cantidad de trabajo demandada para este sector.

Esta economía extranjera produce un bien intermedio el cual es usado en la producción del bien final. Este bien intermedio solo utiliza el trabajo y su función de producción está dada por:

$$Y_I^* = a_I^* L_I^*$$

La movilidad del factor trabajo está garantizado entre estos sectores de la economía extranjera, por lo que los salarios se igualan en estos sectores. Nuevamente, se puede expresar el precio del bien no transable extranjero como una función de productividades relativas y el precio del bien intermedio:

$$P_N^* = \frac{a_I^*}{a_N^*} P_I^* \qquad (3)$$



La producción del bien final implica dos insumos intermedios. Uno es el bien primario—producida por la economía domestica del inicio—y el otro es el bien intermedio producido por la economía extranjera, anteriormente explicado. La producción del bien final transable, entonces, emplea a los bienes Y_X y Y_I, de la forma siguiente:

$$Y_T^* = v(Y_I^*)^{\beta}(Y_X^*)^{1-\beta}$$

De forma directa, el precio de una unidad del bien transable final en moneda extranjera está dado por:

$$P_T^* = (P_I^*)^{\beta}(P_X^*)^{1-\beta}$$

Los consumidores extranjeros consumen el bien no transable extranjero y este bien final, en la misma manera que los consumidores de la economía doméstica. Entonces el índice de precios al consumidor de la economía extranjera seria:

$$P^* = (P_N^*)^{\gamma}(P_T^*)^{1-\gamma} \quad (4)$$

(iv) El tipo de cambio real

Ahora se demuestra que el tipo de cambio real se determina en la economía doméstica. Antes, se define el tipo de cambio real como el precio de una canasta de consumo domestica relativa al precio de una canasta de consumo extranjera ($\frac{EP}{P^*}$).

Usando las ecuaciones (1), (2), (3) y (4), se demuestra que:

$$\frac{EP}{P^*} = \left(\frac{a_X}{a_I}\frac{a_N^*}{a_N}\frac{P_X^*}{P_I^*}\right)^{\gamma}$$

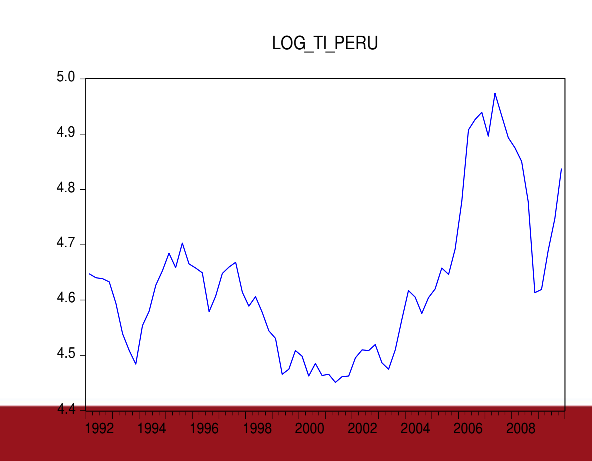
Anexo 3: Análisis individual de raíz unitaria.

Null Hypothesis: LOG_TI_PERÚ has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag length: 1 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=11)

Sample: 1992Q1 2009Q4





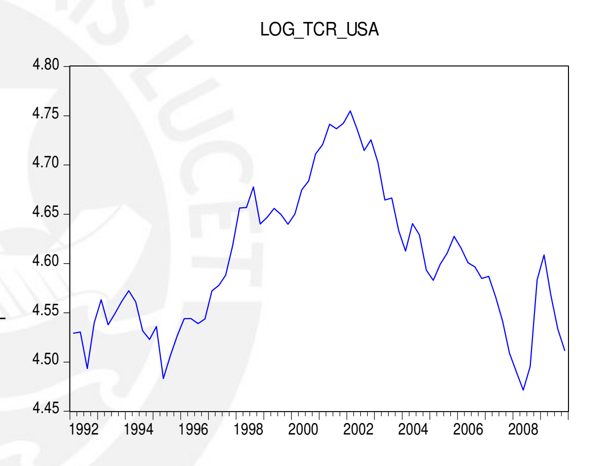
Included observations: 72

		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		10.75852
Test critical values:	1% level	4.2376
	5% level	5.6848
	10% level	6.7788

*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

HAC corrected variance (Spectral OLS autoregression)	0.004203

Null Hypothesis: LOG_TCR_USA has a unit root



Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag length: 1 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=11)

Sample: 1992Q1 2009Q4

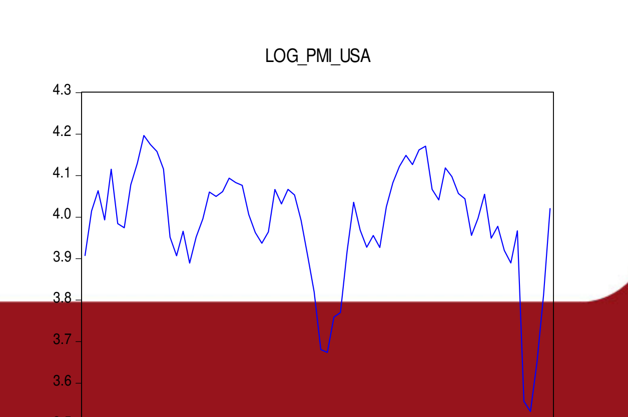
Included observations: 72

		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		18.42556
Test critical values:	1% level	4.2376
	5% level	5.6848
	10% level	6.7788

*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

HAC corrected variance (Spectral OLS autoregression)	0.000874

Null Hypothesis: LOG_PMI_USA has a unit root



Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag length: 1 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=11)

Sample: 1992Q1 2009Q4



Included observations: 72

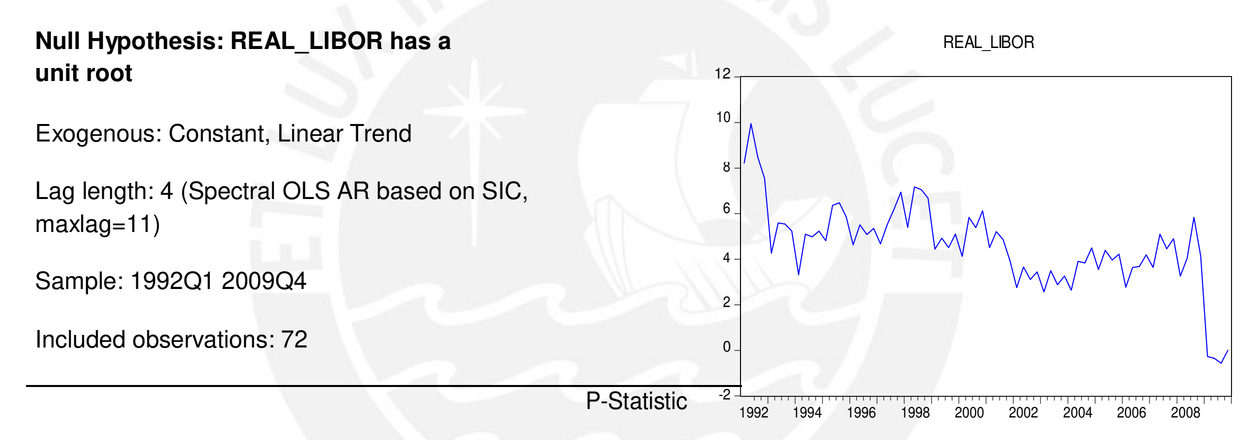
		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		4.563045**
Test critical values:	1% level	4.2376
	5% level	5.6848
	10% level	6.7788

*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

HAC corrected variance (Spectral OLS autoregression)	0.011389

** No habría raíz unitaria

Null Hypothesis: REAL_LIBOR has a unit root



Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag length: 4 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=11)

Sample: 1992Q1 2009Q4

Included observations: 72

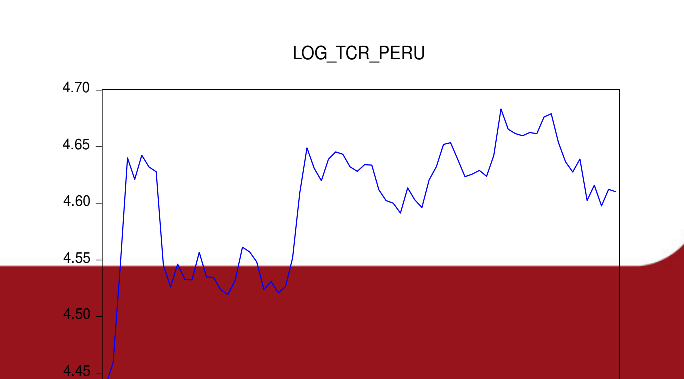
		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		0.03559**
Test critical values:	1% level	4.2376
	5% level	5.6848
	10% level	6.7788

*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

HAC corrected variance (Spectral OLS autoregression)	167.4399

**No habría raíz unitaria

Null Hypothesis: LOG_TCR_PERÚ has a unit root



Exogenous: Constant, Linear Trend



Lag length: 0 (Spectral OLS AR based on SIC, maxlag=11)

Sample: 1992Q1 2009Q4

Included observations: 72

		P-Statistic
Elliott-Rothenberg-Stock test statistic		16.84497
Test critical values:	1% level	4.2376
	5% level	5.6848
	10% level	6.7788

*Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)

HAC corrected variance (Spectral OLS autoregression) 0.000519

Anexos 3. Estimación MCO TI y TCR EEUU

Variable Dependiente: D_LOG_TI_PERÚ

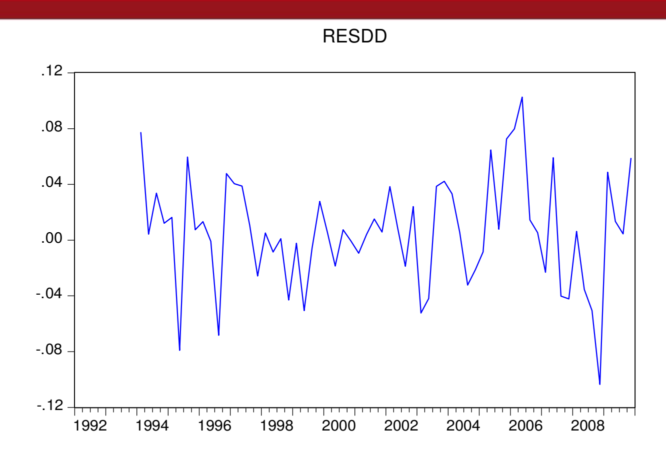
Metodo: Mínimos Cuadrados

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D_LOG_TCR_USA	-0.864244	0.207208	-4.170898	0.0001
AR(7)	-0.350071	0.12582	-2.782328	0.0071

R-cuadrado	0.240759	Mean dependent var	0.005515
Ajustado R-cuadrado	0.228514	S.D. dependent var	0.046184
S.E. of regression	0.040565	Akaike info criterion	-3.54105
Sum squared resid	0.102024	Schwarz criterion	-3.473584
Log likelihood	115.3136	Hannan-Quinn criter.	-3.514472
Durbin-Watson stat	1.599721		

Anexos 4. Residuos de la regresión MCO TI y TCR EEUU





Anexos 5. Test de Raiz Unitaria para los Residuos del MCO TI y TCR EEUU

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.82299	0.00
Test critical values:	1% level	-3.538362	
	5% level	-2.90842	
	10% level	-2.591799	

Anexos 6. Test de Exclusión de Retardos de Wald para TI y TCR Perú

	D(LOG_TI_PERÚ)	D(LOG_TCR_PERÚ)	Conjunta
DLag 1	7.491596	7.122682	14.67457
	[0.023617]	[0.028401]	[0.005426]
DLag 2	0.193053	2.021002	2.223365



	[0.907986]	[0.364037]	[0.694754]
df	2	2	4

Anexo 6. Estimación MCO para TCR Perú y TI Perú con un rezago de TI

Variable Dependiente: D_LOG_TCR_PERU

Metodo: Minimos cuadrados

Date: 02/14/14 Time: 11:12

Sample (adjusted): 1992Q3 2009Q4

Included observations: 70 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D_LOG_TI_PERU	-0.01223	0.071074	-0.172069	0.8639
D_LOG_TI_PERU_REZ1	-0.005887	0.07305	-0.080591	0.936
RESIDREZ	0.076247	0.065097	1.171294	0.2457
C	0.002043	0.003032	0.673729	0.5028

R-squared	0.021197	Mean dependent var	0.002158
Adjusted R-squared	-0.023295	S.D. dependent var	0.024999
S.E. of regression	0.025289	Akaike info criterion	-4.461463
Sum squared resid	0.042209	Schwarz criterion	-4.332977
Log likelihood	160.1512	Hannan-Quinn criter.	-4.410427
F-statistic	0.476422	Durbin-Watson stat	1.344145
Prob(F-statistic)	0.699771		


ET LUX IN TENEBRIS LUCET
MCMXVII
PONTIFICIA
UNIVERSIDAD
CATÓLICA
DEL PERÚ


ET LUX IN TENEBRIS LUCET
MCMXVII